Economic Council
of Canada

Conseil économique
du Canada

Working Paper
Document de travail

Document de travail n° 1

Le chômage au Canada

Aspects frictionnels, structurels et conjoncturels

Andrew Burns

1990

90-03225/

Le chômage au Canada

Les résultats de cette étude demeurent l'entière responsabilité de l'auteur et, en tant que tels, n'ont pas recu l'adhésion des membres du Conseil économique du Canada.

Table des matières

Résumé	vii
Avant-propos	ix
Remerciement	xi
Introduction	1
Le taux de chômage de Lilien et Samson	3
Spécification révisée	7
Estimation	14
Décomposition du taux de chômage naturel	18
Décomposition des variations du taux de chômage naturel	21
Conclusion	32
Appendice A	39
Appendice B	41
Appendice C	43
Appendice D	49
Notes sur les variables et les données	53
Notes	55
Bibliographie	63

Résumé

Cette étude présente des estimations trimestrielles du taux de chômage naturel au Canada pour la période de 1963 à 1987. Selon les résultats publiés par d'autres auteurs, le taux de chômage naturel en 1983 se situait quelque part entre 7,3 et 11,0 %. Une analyse des estimations fondées sur la méthode de Lilien, dans laquelle les variations du chômage frictionnel sont représentées par un indice de la dispersion de l'emploi, révèle que ces chiffres sont biaisés. L'indice que Lilien préconise (SIG) perd une grande partie de son pouvoir explicatif quand on inclut des variables explicitement conjoncturelles dans la même équation de régression. Les estimations du taux de chômage naturel calculées dans le cadre de la présente recherche indiquent qu'une large part de l'augmentation du taux de chômage enregistrée depuis les années 60 est en effet d'origine structurelle. Les valeurs estimées du taux naturel pour les années 1963, 1973, 1983 et 1987 sont de 4,3, 6,2, 8,4 et 7,6 %, respectivement. Même si cette étude rejète l'indice de Lilien, elle conclut que Lilien a raison d'attribuer une importante proportion de l'accroissement du chômage à une divergence croissante entre les compétences des travailleurs et les besoins des employeurs. Un des principaux facteurs responsables de cette tendance est le prix relatif de l'énergie, dont l'évolution (comme dans les travaux de Hamilton) semble avoir changé la composition de l'emploi industriel en modifiant la structure de la demande et influé sur le chômage par les mécanismes traditionnels de l'offre. D'autres facteurs qui ont eu des effets notables sur le chômage sont les lois relatives aux salaires minimums, les concentrations de pouvoir sur le marché du travail, l'évolution des attitudes sociales à l'égard du travail, les distorsions engendrées par le régime fiscal et l'hystérèse. L'étude souligne également la distinction entre le taux de chômage naturel dynamique et le taux naturel à l'état stable. Pour l'élaboration des politiques dans une perspective à court terme, le taux naturel dynamique est probablement l'indicateur le plus approprié. Cette étude décrit en outre une méthode utile (et presque exacte) de décomposition des influences dans les systèmes fortement non linéaires.

Avant-propos

Le taux de chômage constitue un des indicateurs économiques les plus utilisés et son interprétation est bien connue et facile à comprendre. Lorsque le taux de chômage est élevé, la conjoncture est difficile et la sécurité d'emploi est faible. Quand le taux de chômage est bas, les emplois sont abondants et la conjoncture est favorable. D'un point de vue personnel, un taux de chômage élevé est inquiétant et un taux de chômage faible est rassurant.

Au niveau des politiques, toutefois, la signification d'un taux de chômage faible est plus ambiguë. En principe, quand le taux de chômage baisse, la production augmente, les coûts des programmes de bien-être social diminuent et la population devient plus heureuse et satisfaite. En revanche, les capacités de production peuvent être surutilisées, les marchés du travail et des facteurs de production peuvent se resserrer et l'inflation peut grimper. Le passé récent démontre clairement qu'une poussée inflationniste forte et instable peut entraîner d'importants coûts aux plans personnel et social.

Les responsables des politiques budgétaire et monétaire ont pour mandat de trouver un équilibre entre deux objectifs contradictoires : la réduction du taux de chômage et la stabilisation des prix. Pour élaborer une politique éclairée contre le chômage et l'inflation, ils doivent avoir une idée concrète du taux de chômage le plus bas qui permet de stabiliser l'inflation. Pour emprunter le jargon de l'économiste, il est essentiel de connaître, ne serait-ce qu'approximativement, la valeur du taux de chômage *naturel*.

La présente étude fournit des estimations du taux de chômage *naturel*. En outre, elle décrit quantitativement l'influence que différents facteurs ont exercée sur le taux *naturel* au cours des 25 dernières années. L'analyse montre qu'au début de 1987, la plus grande partie du chômage au Canada était de caractère structurel. La décomposition de l'apport de chaque facteur à l'accroissement du chômage structurel révèle le genre de politiques qui serait le plus susceptible de réduire cette forme de chômage, notamment les mesures qui rapprocheraient les compétences des travailleurs des besoins des employeurs ou celles qui amélioreraient la structure des incitations engendrées par divers programmes sociaux. Les politiques

de réduction du chômage fondées sur les mesures budgétaires et monétaires traditionnelles risquent simplement d'attiser l'inflation.

Cette étude a été préparée par Andrew Burns, qui est économiste au Conseil. L'étude fait partie des travaux entrepris afin d'évaluer les perspectives à moyen terme de l'économie canadienne pour le Vingt-cinquième Exposé annuel, *Recibler les priorités*. Les résultats de cette étude demeurent l'entière responsabilité de l'auteur et, en tant que tels, n'ont pas reçu l'adhésion des membres du Conseil économique du Canada.

Judith Maxwell
Présidente

Remerciement

Une version antérieure de ce document a été largement diffusée en octobre 1988. Je tiens à exprimer ma profonde reconnaissance à Ross Preston; ses conseils, sa patience et ses critiques pertinentes ont beaucoup contribué à la réalisation de cette étude. Pierre Fortin a aimablement partagé avec moi des données et des idées lorsque je commençais ce projet. Je suis entièrement responsable des conclusions qui figurent dans ce document, ainsi que des erreurs ou des omissions qu'on pourrait y relever.

Introduction

Le chômage a augmenté progressivement au Canada durant la majeure partie des 25 dernières années. Dans leurs explications de cette tendance, les principaux modèles de l'évolution du taux de chômage accordent des poids très divergents aux facteurs conjoncturels par rapport aux facteurs structurels ou frictionnels. La présente étude formule un modèle qui permet de mesurer l'importance relative des diverses causes de l'accroissement du chômage ainsi que les composantes structurelle, frictionnelle et conjoncturelle du chômage au Canada.

Certains modèles récents du taux de chômage (Lilien [1982] aux États-Unis et Samson [1985] au Canada) reposent sur des formes réduites et attribuent une grand partie de l'augmentation récente des taux de chômage aux changements dans la structure industrielle. Les estimations du taux de chômage naturel calculées à partir de ces modèles sont très proches du taux de chômage observé et nettement plus élevées que les estimations du taux de chômage non inflationniste (TCNI) associées à une courbe de Phillips (Gordon [1985] aux États-Unis et Fortin [1988] au Canada). Abraham et Katz (1986) et Ratti (1985) ont décelé des signes que le taux de chômage structurel de Lilien est entaché d'éléments conjoncturels. De plus, Louangi (1986) a constaté que la variable de substitution utilisée dans ces modèles semble être déterminée de façon endogène par le prix relatif de l'énergie. McCallum (1986, 1987) a trouvé que le resserrement de la politique monétaire est responsable d'une partie de l'augmentation récente du taux de chômage et que les mutations structurelles en expliquent une autre partie. McCallum démontre que les prix exogènes des matières premières ont causé des mutations structurelles et il rejette la technique de modélisation de Lilien et Samson. Même si McCallum (1986, 1987) ne visait pas à estimer le taux de chômage naturel, ses résultats indiquent que ce taux se situe entre les extrêmes calculés par Samson et Fortin.

Des études récentes sur le chômage en Europe ont remis en question la notion d'un taux de chômage naturel. Blanchard et Summers (1976), Hargreaves Heap (1980), Snower et Blinder (1987), Hall (1988), Barro (1988) et beaucoup d'autres ont fait valoir la notion d'hystérèse du chômage. Selon ces auteurs, il existe une asymétrie sur le marché du travail qui empêche les travailleurs licenciés d'être réembauchés facilement. Cette position théorique a

reçu un appui empirique avec la publication des résultats de Marston (1976), Clark et Summers (1979) et Hasan et de Broucker (1981, 1982), qui montrent qu'une proportion croissante du taux de chômage mesuré est composée d'un nombre relativement faible de chômeurs de longue durée.

Comme ce bref survol des travaux récents permet de le constater, l'opinion est moins qu'unanime sur la situation conjoncturelle de l'économie à l'heure actuelle. Les estimations du taux de chômage naturel donnent l'impression que l'économie est vis-à-vis ou proche du plein-emploi, tandis que les estimations du TCNI indiquent que l'offre de travail est considérablement supérieure à la demande; en outre, la théorie de l'hystérèse met totalement en doute la notion du taux naturel.

La présente étude tente de résorber ces ambiguïtés en intégrant et en prolongeant les travaux de Samson et Fortin par : a) l'utilisation de données trimestrielles; b) l'élargissement de la période étudiée pour englober le premier trimestre de 1963 jusqu'au deuxième trimestre de 1987; et c) la mise au point d'un modèle de forme réduite qui explique la persistance du chômage, permet de mesurer l'importance relative des composantes structurelle, conjoncturelle et frictionnelle du chômage et produit de nouvelles données empiriques sur le phénomène de l'hystérèse.

L'étude se divise en six sections, la première étant cette introduction. La deuxième section présente le modèle du taux de chômage de Lilien et Samson. Essentiellement, notre analyse des estimations de Lilien et Samson nous conduit à la conclusion que leur modèle est mal spécifié. La troisième section donne un bref aperçu des facteurs susceptibles d'influer sur la relation entre l'offre et la demande de travail. Dans la quatrième section, nous formulons une équation de régression de forme réduite qui contient tous ces facteurs et nous décrivons les propriétés de cette fonction. La cinquième section analyse l'influence de différents facteurs de causalité sur le taux de chômage. Nous comparons l'importance que notre équation de forme réduite donne à ces facteurs avec les résultats d'autres sources et nous concluons que nos estimations ne contredisent pas nos connaissances de la réalité économique.

La dernière section de cette étude examine nos principales constatations et les relie au débat sur l'importance relative des facteurs structurels et conjoncturels.

Le taux de chômage naturel de Lilien et Samson

Lilien (1982) suit essentiellement la même méthode que Barro (1973) pour la modélisation du chômage. Lilien ajoute au modèle de Barro une variable qui mesure la dispersion de l'emploi afin de vérifier l'hypothèse selon laquelle les augmentations du taux de chômage sont une fonction des changements structurels dans chaque secteur industriel. Samson (1985) s'est servie d'une variante du modèle de Lilien pour vérifier la même hypothèse en utilisant des données canadiennes.

Selon Lilien, le chômage découlant des variations dans le rythme d'expansion et de contraction des secteurs industriels doit être compté comme du chômage structurel. Ces variations provoquent à leur tour des changements dans les statistiques sectorielles sur la croissance de l'emploi. Lilien définit sa mesure de la dispersion de l'emploi (SIG) comme la racine carrée de la somme des écarts entre le taux de croissance de l'emploi dans chaque secteur et le taux de croissance de l'emploi global, pondérés selon la part de la main-d'oeuvre dans chaque secteur. En termes mathématiques :

$$SIG = [\Sigma(e_{it}/E_t)(\Delta \ln e_{it} - \Delta \ln E_t)^2]^{1/2} \qquad (1)$$

où e_{it} est l'emploi dans le secteur i à la période t, et E_t est l'emploi global.

La méthode de Lilien consiste à ajuster une équation de régression qui explique le taux de chômage en fonction du taux de chômage passé, d'un indice démographique, des variations imprévues de la masse monétaire, de la variable SIG de dispersion de l'emploi et d'une tendance chronologique. Samson ajoute une autre variable explicative, à savoir le taux de chômage aux États-Unis, parce que le Canada et les États-Unis sont d'importants partenaires commerciaux et que le cycle conjoncturel peut être transmis de la grande économie américaine à la plus petite économie canadienne.

Les estimations de Samson et de Lilien ont été calculées avec des données annuelles. Afin d'assurer que nos données trimestrielles sont compatibles avec les données annuelles de Samson, nous avons refait ses calculs. Samson a calculé sa variable SIG avec des statistiques sur l'emploi dans 11 secteurs. Comme nos données sont trimestrielles et portent sur une période plus récente, notre variable SIG est

fondée sur une désagrégation en huit secteurs seulement[1]. Les résultats de notre régression sont résumés plus bas.

Lilien calcule le taux de chômage naturel (NRU) à partir de son équation du taux de chômage en fixant à zéro les variations imprévues de la masse monétaire et en utilisant ses estimations des coefficients de régression pour obtenir un NRU corrigé des facteurs conjoncturels. Les résultats de notre calcul de NRU par la méthode de Samson et les estimations originales de Samson sont présentées au tableau 1.

Tableau 1

Taux de chômage naturel calculé à l'aide de la méthode de Samson

	Estimée originale de Samson	Estimée trimestrielle	Taux de chômage observé
1963	5,00	3,13	5,49
1964	4,10	3,10	4,65
1965	4,10	3,30	3,86
1966	3,50	3,27	3,33
1967	4,00	3,17	3,82
1968	4,30	3.22	4,48
1969	3,90	3,12	4,42
1970	4,70	3,71	5,71
1971	5,00	4,63	6,19
1972	5,10	5,24	6,23
1973	4,90	5,25	5,54
1974	5,30	5,40	5,33
1975	7,10	6,85	6,92
1976	7,30	7,67	7,13
1977	7,90	7,68	8,10
1978	7,70	7,19	8,34
1979	7,40	6,98	7,42
1980	7,90	7,45	7,46
1981	8,20	8,18	7,55
1982	10,60	9,31	11,07
1983	11,00	10,45	11,87
1984		9,88	11,28
1985		9,24	10,51
1986		9,03	9,60

Données sur 96 trimestres du 2e trimestre de 1963 au 1er trimestre de 1987

$$
\begin{aligned}
UR = {} & 1{,}30116 * UR[-1] - 0{,}43621 * UR[-2] + 9{,}95718 * SIG \\
& (13{,}9082) \qquad (5{,}21901) \qquad (1{,}60902) \\
& - 5{,}62427 * DMR1[-1] + 4{,}83178 * LABR + 0{,}09389 * NRUT \\
& (2{,}56898) \qquad (3{,}56316) \qquad (2{,}84270) \\
& - 1{,}51746 \\
& (3{,}73724)
\end{aligned}
$$

Somme des carrés	7,3218	Erreur type	0,2868	Moyenne de la var. dép.	6,9684		
R^2	0,9877	R^2 barre	0,9869	F	6, 89	1190,47	(2)

où UR est le taux de chômage, SIG est notre variable de la dispersion de l'emploi, DMR1 représente les variations imprévues de la masse monétaire, LABR est la proportion de femmes dans la population active et NRUT est le taux de chômage aux États-Unis[2].

Sauf pour le début des années 60, où les écarts entre nos reproductions des estimations de Samson et ses chiffres originaux sont grands, nos résultats se rapprochent des siens. Malgré les différences dans les données et leur découpage chronologique, nous croyons que les estimations sont suffisamment semblables pour supposer que les résultats et les conclusions d'autres analyses de notre base de données seraient essentiellement les mêmes qu'on obtiendrait avec les données originales de Samson.

Or, les résultats de Lilien (et ceux de Samson) étaient alors et demeurent encore aujourd'hui passablement controversés. Une des principales critiques formulées à leur endroit est que leur mesure de la mobilité intersectorielle n'est peut-être pas libre de toute influence conjoncturelle. Abraham et Katz (1986) ont examiné le travail de Lilien et leurs résultats laissent entendre que la variable représentant la dispersion de l'emploi est de fait une fonction des cycles conjoncturels. Ratti (1985), qui en est arrivé à la conclusion que les facteurs conjoncturels expliquent une grande partie de la différence entre les taux sectoriels de croissance de l'emploi, fait écho à cette préoccupation. Si l'on accepte ce verdict, il s'ensuit que le taux

naturel de Lilien et Samson contient des éléments conjoncturels considérables, ce qui remet en question le caractère « naturel » de leur estimation.

Pour tenter de déceler un lien sous-jacent qui expliquerait la corrélation entre la variable SIG, qui mesure la variation sectorielle de l'emploi, et le taux de chômage, nous avons effectué un test de causalité de Granger-Sims. Nous avons fait ce test d'abord avec des données non filtrées, et ensuite avec des données filtrées, à l'instar de Sims (1972)[3]. Nos résultats n'ont pas été concluants, mais ils sont compatibles avec l'hypothèse qu'un troisième facteur, tel que l'écart entre le niveau de production et la production potentielle, puisse avoir un effet de causalité sur la variable SIG ou le taux de chômage[4].

L'incapacité des tests statistiques d'éclaircir le lien de causalité entre la variable SIG et le taux de chômage soulève pour nous une difficulté d'interprétation. Il ressort clairement des travaux de recherche mentionnés plus haut que la corrélation entre la variable SIG et le taux de chômage est au moins en partie de caractère conjoncturel. Cependant, il paraît tout aussi raisonnable de penser que cette corrélation est, dans une certaine mesure, due à l'évolution structurelle, comme Lilien le supposait à l'origine.

En limitant leurs régressions à seulement quelques variables explicatives, Lilien et Samson ont risqué de produire des estimations biaisées et inefficaces[5]. Le fait que leurs régressions ne contiennent aucune variable spécifiquement conjoncturelle autre que les variations imprévues de la masse monétaire rend difficile l'interprétation de la variable SIG. L'inclusion de variable explicatives explicitement conjoncturelles permettrait d'orthogonaliser les éléments d'ordre conjoncturel contenus dans la variable SIG et d'interpréter plus nettement l'influence de la variable SIG comme indicateur du chômage structurel. En général, plus on augmente le nombre de variables capables d'expliquer un phénomène économique, plus on réduit le risque de biais et plus on améliore la teneur analytique d'un modèle.

Spécification révisée

Ratti (1985) et Abraham et Katz (1986) ont critiqué Lilien pour l'absence de variables explicitement conjoncturelles dans ses régressions. En outre, Lilien et Samson ne tiennent aucunement compte de divers facteurs économiques, sociaux et institutionnels qui ont sans doute influé sur la relation entre les valeurs observées de l'offre et de la demande de travail. Les deux chocs pétroliers des années 70 n'offrent qu'un exemple d'événements économiques qui sont exogènes par rapport à la matrice de leur modèle et pour lesquels il aurait fallu inclure des variables formelles dans l'équation estimée[6].

Naturellement, aucun modèle économétrique ne peut mesurer et modéliser avec exactitude toutes les influences qui entrent en jeu. Cette limite est particulièrement forte dans le cas du taux de chômage, parce qu'il dépend d'une multitude de facteurs. Étant donné le très grand nombre de variables causales possibles, les méthodes de vérification d'hypothèses emboîtées sont, à proprement parler, impraticables. Par conséquent, la stratégie que nous avons adoptée constitue en quelque sorte un compromis. En parcourant les travaux récents, nous avons dressé une liste de facteurs qui, par hypothèse ou par constatation, sont considérés comme ayant des effets notables sur le taux de chômage. Après une série d'essais avec différentes variables de rechange et formes fonctionnelles, nous en sommes arrivés à l'expression suivante pour le taux de chômage.

$$\begin{aligned}\log(\text{PERRYU})_t = {} & \alpha + \beta_1 \log(\text{PERRYU})_{t-1} + \beta_2 \text{DMR1}_t \\ & + \beta_3 \text{SIG}_t + \beta_4 \log(\text{USGAP})_t \\ & + \beta_5 \text{ENERGSHK}_t + \beta_6 \text{CUR}_t \\ & + \beta_7 \text{RLPENERG}_t + \beta_8 \log(\text{WMR})_{t-4} \\ & + \beta_9 \text{UNION}_t + \beta_{10} \text{HYSTERESIS}_t \\ & + \beta_{11} \text{UIOPP}_t + \beta_{12} \text{INFLVAR}_t \\ & + \beta_{13} \text{MSERM}_t + \beta_{14} \text{BDTAX}_t \\ & + \beta_{15} \text{RDIRTAX}_t + \beta_{16} \text{RINDTAX} \\ & + \beta_{17} \text{MONPOL} + \delta_t \end{aligned} \qquad (3)$$

Sauf pour quelques modifications, les quatre premières variables indépendantes de cette équation sont identiques à celles que nous

avons utilisées pour reproduire les estimations du taux de chômage naturel de Samson. La variable LABR ne figure pas dans cette expression parce que nous avons compensé les variations démographiques en choisissant comme variable dépendante un indice du chômage à pondération fixe (PERRYU)[7]. Le deuxième changement se rapporte à notre indice de la conjoncture aux États-Unis. Ici nous employons la variable USGAP, qui représente l'écart entre le taux de chômage observé et naturel aux États-Unis, multiplié par une constante[8]. Statistiquement, on peut tester la validité du modèle de Samson en vérifiant l'hypothèse nulle selon laquelle $\beta_i = 0$ pour $i = 5, ..., 17$[9].

Le choix de PERRYU comme indice du chômage vise à tenir compte des effets que les changements de nature démographique et autre dans la composition de la population active peuvent avoir sur le taux de chômage. Un accroissement de la proportion de travailleurs dont la propension marginale à chômer est relativement élevée aurait tendance à relever les taux de chômage observé et naturel sans qu'il n'y ait de changement dans les facteurs économiques qui déterminent l'offre et la demande de travail. Une augmentation de l'indice du chômage global (PERRYU) doit être attribuable à un facteur autre que les variations des taux d'activité ou l'évolution de la structure démographique de la population active[10].

Outre la persistance de taux de chômage élevés au cours des années 70 et 80, un des phénomènes économiques les plus difficiles à comprendre est la baisse de la productivité du travail dans les économies occidentales. Beaucoup d'auteurs[11] ont bâti des modèles dans lesquels l'écart des salaires réels -- c'est-à-dire l'écart entre la productivité marginale des travailleurs et le salaire réel qu'ils demandent -- joue un rôle important dans l'augmentation séculaire du chômage. Ces modèles reposent sur l'idée selon laquelle les travailleurs n'ont pas remarqué que leur productivité avait diminué, de sorte qu'ils ont demandé et, de toute évidence, obtenu un salaire réel supérieur au produit marginal du travailleur marginal à l'état d'équilibre walrassien. Par conséquent, l'emploi s'est trouvé au-dessous de sa valeur d'équilibre et le chômage classique au sens de Malinvaud (1982) était positif.

Normalement, les variations de la productivité ne sont pas exogènes parce qu'elles découlent de facteurs qui font partie du système économique. Dans le contexte d'une équation de forme réduite, les

économistes ont l'habitude d'inclure parmi les variables indépendantes uniquement celles qui, théoriquement, ont un rapport de causalité avec la variable dépendante. D'après la théorie de l'entreprise, la productivité du travail dépend de la position de l'entreprise dans sa fonction de production à court terme, du progrès technologique et, le nombre d'employés étant donné, de l'offre des autres facteurs de production : les matériaux et le capital. Nous modélisons le fléchissement de la productivité par ses causes prochaines, la hausse du prix relatif de l'énergie RLPENERG[12] et les changements du taux d'utilisation des capacités, CU[13]. La modélisation directe de CUR permet de répondre à la préoccupation d'Abraham et Katz et de Ratti en ce qui concerne l'absence de facteurs explicitement conjoncturels dans l'estimation du taux de chômage à partir de formes réduites.

D'aucuns maintiennent que le coût d'option du chômage a changé. Fortin (1984) a formulé un modèle simple du contexte dans lequel est prise la décision de travailler ou non. Des facteurs comme la libéralité des programmes d'assurance-chômage et du régime de bien-être social et les règles d'admissibilité à l'assurance-chômage influent tous sur le comportement des travailleurs et des entreprises et sur le taux de chômage naturel[14].

Nous suivons Fortin (1989) en utilisant son indice de la générosité de l'assurance-chômage, UIOPP, pour tenir compte des changements dans la libéralité du régime d'assurance-chômage.

Le salaire minimum est un autre facteur important qui intervient lorsqu'une entreprise décide d'offrir un emploi ou qu'un travailleur décide d'accepter un poste. Le salaire minimum constitue un prix plancher, ce qui peut empêcher certains emplois à faible productivité d'être offerts et engendrer ainsi une offre excédentaire de travailleurs au salaire courant (chômage involontaire). En outre, nous formulons l'hypothèse d'une corrélation positive entre le ratio du salaire minimum à la moyenne des salaires industriels (WMR) et la générosité de l'ensemble des programmes de bien-être social. La variable WMR représente donc une mesure de l'effet de prix plancher des lois sur le salaire minimum et de l'effet de la diminution du coût d'option du chômage provoquée par toute augmentation de la générosité du système de bien-être social.

Une explication possible des augmentations du taux de chômage

mesuré est centrée sur l'hypothèse d'un affaiblissement général de l'appartenance à la population active en raison d'une diminution du coût d'option subjectif du chômage. Le taux d'inscription scolaire des jeunes, ou plus précisément le pourcentage de jeunes qui ont l'intention de retourner aux études (MSERM), est un indicateur possible de l'évolution du degré d'appartenance à la population active, voire même de l'attitude envers le travail. Une augmentation exogène de la désutilité du travail devrait entraîner une consommation accrue de biens de remplacement comme les services d'enseignement[15]. Selon la théorie de la recherche d'emploi, si le changement de préférence qui a causé le remplacement du travail par autre chose affaiblit également l'appartenance à la population active, le nombre moyen de périodes de chômage augmentera, et le taux de chômage grimpera. Pareillement, si les facteurs exogènes causant le remplacement du travail par autre chose accroissent également la propension à se déclarer chômeur pour avoir droit à des prestations, on peut s'attendre à une corrélation positive entre les inscriptions scolaires et le taux de chômage mesuré.

Un thème important dans les analyses du chômage est l'incidence des distorsions du système des prix (voir Gordon [1988], Bean, Layard et Nickell [1986] et Fortin [1989], entre autres). Les augmentations de la charge fiscale des entreprises font grimper le salaire réel qu'elles paient, alors que les augmentations de la charge fiscale des travailleurs font baisser le salaire réel qu'ils reçoivent. Ensemble, ces augmentations creusent un écart entre la productivité marginale des travailleurs et le salaire qu'ils reçoivent (qui doit égaler la désutilité marginale du travail). En outre, les augmentations du taux marginal d'impôt réduisent l'incitation à travailler et accroissent le chômage « mesuré ».

L'effet qu'un l'élargissement de l'écart entre la productivité marginale et le salaire peut avoir sur le taux de chômage est incertain, vu que, même si les majorations des impôts des entreprises et des particuliers réduisent l'emploi, on ne peut pas prédire si la diminution de la demande de travailleurs dépassera la diminution de l'offre de travailleurs, ce qui se traduirait par une augmentation du chômage. Nous modélisons les effets du régime fiscal avec les trois variables RDIRTAX, RINDTAX et BDTAX, qui sont, respectivement, le ratio des impôts directs sur le revenu des particuliers (y compris les cotisations au Régime de pensions du Canada et à l'assurance-chômage) au revenu d'emploi, le ratio des impôts indirects

des particuliers au revenu d'emploi et le rapport entre les impôts des entreprises et le PIB.

Les distorsions de prix dans le système peuvent aussi provenir des entorses au modèle de la concurrence parfaite. D'aucuns affirment que les syndicats ont tendance à demander des salaires réels supérieurs au produit marginal. Par conséquent, ils créent un écart entre le salaire réel correspondant au produit marginal et le salaire réel consenti, ce qui cause du chômage « classique ». Si les syndicats génèrent effectivement des distorsions monopolistiques, le taux de chômage devrait être une fonction positive de la proportion de syndiqués dans la population active (UNION).

Lucas (1973) a souligné que la sensibilité du chômage à l'inflation dans différents pays dépend de l'évolution passée du taux d'inflation. Baily (1974) et, plus récemment, Levi et Makin (1980) ont présenté des modèles dans lesquels les accroissements de la variation de l'inflation minent la capacité des particuliers à prédire les niveaux futurs des prix et, par conséquent, accentuent le risque perçu des contrats futurs en général et, en particulier, des contrats d'emploi. Les entreprises qui redoutent le risque majorent leurs salaires d'une prime théorique et se voient obligées d'émettre moins d'offres d'emploi, ce qui amène, toutes choses étant égales par ailleurs, une réduction de l'emploi. Nous espérons avoir englobé l'influence des changements du degré d'instabilité des prix en incorporant dans notre modèle la variable INFLVAR, la variance de l'inflation au cours des huit trimestres antérieurs.

Deux des facteurs qui sont normalement supposés influer sur le chômage sont les variations imprévues des prix et, dans les analyses keynésiennes, le dosage des politiques monétaires et budgétaires proactives. Nous modélisons les variations imprévues à l'aide de deux variables. La première (ENERGSHK) mesure les fluctuations imprévues dans le secteur de l'énergie et se veut un indice de l'effet de « surprise » à court terme des chocs pétroliers. Il s'agit du taux d'inflation dans le secteur de l'énergie moins l'inflation prévue. La deuxième représente les variations imprévues de la masse monétaire et consiste des résidus d'une régression expliquant la croissance de la masse monétaire (DMR1)[16].

McCallum (1986) a constaté qu'une grande partie du chômage est attribuable aux modifications apportées à la politique monétaire du

gouvernement. Nous modélisons les changements de la politique gouvernementale (MONPOL) par l'écart entre la croissance prévue de la masse monétaire et le taux d'inflation. Les valeurs positives indiquent une politique monétaire activiste et les valeurs négatives, une politique restrictive.

Vu que le taux de chômage, et la plupart des estimations du taux de chômage naturel, ont grimpé constamment au cours des 25 dernières années, de nombreux auteurs ont mis en doute l'utilité du concept de taux naturel (voir Gordon [1985]). Dans un article publié en 1980, Hargreaves Heap soutenait que le comportement des taux de chômage se conformait à un modèle où le taux naturel suit une marche *aléatoire*. Son analyse servait en partie à réfuter la notion même de taux « naturels » et en partie à expliquer pourquoi le taux naturel pourrait changer avec le temps.

En bref, il affirmait que le chômage entraîne la détérioration du capital humain. Une période de chômage peut rendre un travailleur inemployable au « salaire courant ». Si les travailleurs ne modifient pas leurs attentes, il se crée un écart entre leur salaire escompté et le salaire fixé sur le marché du travail. Au fur et à mesure que la période de chômage se prolonge, les compétences et les habitudes de travail continuent de se dégrader. Simultanément, les connotations péjoratives d'une longue période de chômage contribuent à dévaluer encore davantage les compétences des travailleurs et peuvent agrandir l'écart entre leurs salaires de réserve et la valeur que le marché attribue à leur produit marginal.

Blanchard et Summers (1986) ont élaboré un modèle plus détaillé du phénomène de l'hystérèse. Ils proposent un schéma dans lequel le processus de négociation des salaires est dominé par l'opposition entre les intérêts d'un groupe d'initiés et ceux des autres. Les employés actuels et les personnes récemment embauchées constituent un groupe d'initiés qui se comporte comme un monopole; dans la négociation des conventions salariales, les initiés cherchent à maximiser le bien-être de leur groupe sans considération du bien-être des autres. Les initiés réclament un salaire correspondant à l'anticipation rationnelle de leur produit marginal, de sorte que le nombre d'emplois prévus demeure le même qu'à la période précédente. Toutefois, à cause de perturbations du côté de l'offre, le nombre d'emplois dans le système peut s'établir à un niveau supérieur ou inférieur au nombre actuel d'initiés.

C'est l'emploi qui donne le droit d'adhérer au groupe des initiés et, à chaque période, les membres de ce groupe sont les premiers à être employés. Donc, aux fins du modèle, les initiés sont les travailleurs employés; les non initiés sont les travailleurs sans emploi, i.e., les chômeurs. Les non initiés peuvent devenir des initiés et le niveau de chômage « naturel » peut diminuer seulement si une perturbation positive de la demande pousse la demande de travail au-dessus du nombre d'initiés; les nouveaux travailleurs embauchés viennent alors grossir les rangs des initiés[17]. De la même façon, un choc négatif de la demande réduirait le nombre d'initiés. Si l'on suppose que les chocs se produisent de façon aléatoire, obéissent à une loi normale et ont une moyenne nulle, le chômage ainsi causé suit une marche aléatoire, tout comme le taux de chômage « naturel »[18].

Le schéma de Blanchard et Summers concorde avec le modèle de Hargreaves Heap. Le fait d'avoir travaillé récemment ou d'avoir eu des emplois stables s'avère indispensable aux candidats qui veulent accéder au statut d'initiés. On peut même aller un peu plus loin et supposer que la qualité d'une candidature et, par ricochet, la probabilité de trouver un emploi, dépendent des antécédents de travail. Dans cette optique, au moins une partie des augmentations récentes du taux de chômage et du taux de chômage « naturel » peut être classée comme « hystérique ».

Pour simuler l'effet d'hystérèse, nous avons inclus une mesure retardée du chômage dans notre équation de régression. Le coefficient (β_1) de cette variable impose un certain rythme de désintégration aux variables structurelles. Plus ce coefficient est élevé, plus le plein impact d'un choc tarde à se faire sentir. Dans un modèle d'hystérèse pur, β_1 serait égal à 1,0, parce que les répercussions d'une perturbation donnée sont censés être permanents et immédiats. Par contre, dans un modèle de la persistance du chômage, β_1 est borné par 0 et 1. Quand sa valeur est voisine de l'unité, un choc positif au plan du chômage continue d'accroître le taux de chômage longtemps après qu'il a lieu. Si les chocs positifs sont plus nombreux que les chocs négatifs durant un intervalle, les effets bénéfiques des chocs négatifs futurs pourraient être noyée par les séquelles des chocs positifs subis dans le passé. Un coefficient relativement élevé indique la persistance[19] des chocs pendant une longue période, phénomène que nous appelons « hystérèse ».

En fait, Blanchard et Summers expliquent l'hystérèse et la persistance du chômage par l'activité des syndicats. Ils admettent que les comportements générateurs d'hystérèse ne sont pas uniquement le fait des syndicats, mais il ressort de leur analyse qu'une syndicalisation accrue rend l'économie plus vulnérable à l'hystérèse. La variable HYSTERESIS se définit comme le ratio en pourcentage du nombre de syndiqués à la population active, multiplié par la valeur, retardée d'une période, de la variation de l'indice du chômage.

Si nous multiplions le nombre de syndiqués par la variation du chômage retardé au lieu de choisir une de ces deux variables et d'exclure l'autre, c'est parce que Blanchard et Summers n'ont pas dit que l'opposition entre les initiés et les chômeurs influe sur le niveau de chômage en soi, mais que, plus cette opposition est répandue, plus les changements du niveau de chômage ont tendance à s'institionnaliser[20]. La variable HYSTERESIS permet de modéliser l'évolution de l'opposition entre les initiés et les chômeurs. À mesure que cette opposition se propage, les chocs conjoncturels ou structurels ont des répercussions plus fortes sur le taux de chômage naturel et, comme on peut le mesurer par le coefficient β_1, sur le taux de chômage des périodes ultérieures.

Estimation

Les variables explicatives décrites plus haut ne représentent certes pas toutes les variables préétablies de la forme réduite du taux de chômage (la liste de ces facteurs serait infinie), mais nous croyons qu'elles englobent tous les éléments indispensables. Nous proposons donc l'équation (3), qui est reproduite ci-dessous, comme la spécification la plus générale des causes du chômage, et nous présentons ici les estimations que nous avons calculées par une série de tests d'hypothèses emboîtées.

$$\begin{aligned}\log(\text{PERRYU})_t = \alpha &+ \beta_1 \log(\text{PERRYU})_{t-1} + \beta_2 \text{DMR1}_t \\ &+ \beta_3 \text{SIG}_t + \beta_4 \log(\text{USGAP})_t \\ &+ \beta 5 \text{ENERGSHK}_t + \beta_6 \text{CUR}_t \\ &+ \beta_7 \text{RLPENERG}_t + \beta_8 \log(\text{WMR})_{t-4} \\ &+ \beta_9 \text{UNION}_t + \beta_{10} \text{HYSTERESIS}_t \\ &+ \beta_{11} \text{UIOPP}_t + \beta_{12} \text{INFLVAR}_t \\ &+ \beta_{13} \text{MSERM}_t + \beta_{14} \text{BDTAX}_t \\ &+ \beta_{15} \text{RDIRTAX}_t + \beta_{16} \text{RINDTAX} \\ &+ \beta_{17} \text{MONPOL} + \delta_t \qquad (3)\end{aligned}$$

Le tableau 2 donne les résultats de nos régressions; la régression (1) est l'équation la plus générale et, de la gauche vers la droite, le nombre de restrictions augmente, de sorte que la régression (7) constitue notre modèle final du taux de chômage.

Dans la régression (1), les coefficients respectifs de l'indice retardé du chômage (PERRYU), de notre indice des attitudes sociales (MSERM), du taux d'utilisation du capital (CUR), de l'indice de la politique monétaire (MONPOL), du salaire minimum relatif (WMR), des variations imprévues du prix de l'énergie (ENERGSHK), de l'effet du prix relatif de l'énergie sur la productivité (RLPENERG) et de l'indice d'hystérèse (HYSTERESIS) ont tous le signe attendu et sont conditionnellement différents de zéro au seuil de confiance de 5 %. Le coefficient de la variable USGAP a le bon signe et est significativement différent de zéro au seuil de confiance de 10 %.

Le coefficient de DMR_1, les variations imprévues de la masse monétaire, est significatif au seuil de 10 %, mais il n'est pas significativement inégal à zéro au seuil de 5 % et n'a pas le signe escompté. Ce résultat, de pair avec le fait que les différences entre l'évolution prévue de la masse monétaire et son taux de variation neutre n'ont pas un effet nul, semble contredire la théorie des anticipations rationnelles.

Le signe erroné du coefficient des variations imprévues de la masse monétaire est particulièrement étonnant. Une explication possible serait que les variations anticipées n'ont pas été bien mesurées. En revanche, dans le modèle de forme réduite estimé à la Samson, le coefficient de cette même variable était significatif et avait le bon signe. L'inversion du signe qui s'est produite lorsque nous avons adapté les régressions de Samson pour mettre au point notre modèle général découle peut-être simplement du fait que les éléments conjoncturels de DMR1 ont été orthogonalisés par l'inclusion de variables explicatives additionnelles21. Comme la valeur du t de Student l'indique, les autres éléments de DMR1 ne sont pas statistiquement significatifs. Enfin, nous avons laissé la variable DMR1 dans la régression, malgré la signification marginale et le signe erroné de son coefficient, de façon à pouvoir la réévaluer par la suite.

Selon la valeur de la statistique t, le coefficient de l'indice de variation de l'emploi de Samson (SIG) est conditionnellement sans signification, et il en va de même pour la variance de l'inflation

Tableau 2

Estimations des coefficients des régressions de forme réduite

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
$LnPERRYU_{t-1}$	0,7693 (15,69)	0,7442 (13,62)	0,7466 (14,60)	0,7251 (13,26)	0,7687 (15,69)	0,7512 (16,41)	0,7579 (6,84)
MSERM	1,0306 (2,21)	0,9296 (1,98)	1,1936 (2,49)	1,1064 (2,29)	1,0152 (2,22)	1,0327 (2,25)	0,9737 (2,13)
CUR	-0,0054 (2,78)	-0,0058 (2,91)	-0,0053 (2,77)	-0,0050 (2,67)	-0,0060 (3,09)	-0,00596 (3,63)	-0,0060 (3,67)
MONPOL	-1,0085 (2,93)	-1,0488 (3,08)	-1,1384 (3,24)	-1,1540 (3,33)	-1,0284 (3,04)	-0,97526 (2,92)	-0,9210 (2,77)
$LnWMR_{t-4}$	0,29136 (1,92)	0,26372 (1,73)	0,29136 (1,88)	0,29882 (1,90)	0,27885 (1,87)	0,27111 (1,83)	0,2710 (1,86)
LnUSGAP	0,01903 (1,24)	0,01951 (1,28)	0,02381 (1,52)	0,02986 (1,74)	0,01545 (1,11)	0,02092 (1,64)	0,0229 (1,82)
ENERGSHK	-0,4789 (3,20)	-0,3905 (2,25)	-0,4180 (2,73)	-0,3451 (2,05)	-0,4686 (3,20)	-0,48271 (3,31)	-0,4864 (3,38)
UNION	0,81583 (0,89)	0,24029 (0,25)	0,43233 (0,49)	0,21782 (0,25)	0,43464 (0,52)	0,5132 (0,62)	0,3891 (0,47)
RLPENERG	0,39186 (2,82)	0,39163 (2,84)	0,36292 (2,51)	0,36889 (2,60)	0,38485 (2,82)	0,39522 (2,90)	0,3700 (2,74)
HYSTERESIS	0,53870 (1,66)	0,62496 (1,81)	0,64482 (1,89)	0,71491 (2,09)	0,54454 (1,63)	0,57934 (1,75)	0,5253 (1,58)
BOTAX	0,26807 (0,44)	0,52415 (0,76)	1,89714 (1,36)	2,06376 (1,53)	0,27588 (0,43)	0,18972 (0,30)	0,3183 (0,50)
DRM1	0,43881 (1,35)	0,38942 (1,22)	0,46845 (1,48)	0,43462 (1,36)	0,43043 (1,35)	0,42109 (,32)	
SIG	0,96158 (1,07)	1,02286 (1,14)	0,81189 (0,90)	0,92339 (1,04)	0,88946 (1,01)		
ROWTAX			-1,26990 (1,28)	-1,22186 (1,32)			
RNOTAX		-0,83152 (0,91)		-0,78387 (0,95)			
UIOPP	-0,00824 (0,58)	-0,00089 (0,07)	-0,00037 (0,03)				
INFLVAR	7,69120 (0,28)						
CONSTANTE	0,17986 (0,52)	0,36151 (0,99)	0,19277 (0,58)	0,31065 (0,97)	0,27868 (0,95)	0,27313 (0,93)	0,32755 (1,14)
R^2	0,9906	0,9906	0,9907	0,9906	0,9906	0,9904	0,9902
$\bar{R}^2$	0,9887	0,9888	0,9890	0,9891	0,9890	0,9890	0,9890
Q(4)	1,77	2,02	1,42	1,66	1,75	1,50	2,67
Q(8)	5,91	7,36	3,78	4,69	5,96	5,49	6,63

(INFLVAR) et la variable que Fortin utilise pour mesurer la générosité du régime d'assurance-chômage (UIOPP). Un test F appliqué aux régressions (1) et (5) ne permet pas de rejeter aux seuils de signification habituels l'hypothèse nulle selon laquelle les coefficients des variables INFLVAR, UIOPP et SIG sont conjointement nuls (F[3,81] = 0,27).

Le fait que le coefficient de SIG ne soit pas significatif peut être perçu comme une confirmation des analyses de Ratti (1985) et d'Abraham et Katz (1986), qui croient que la variable SIG est largement conditionnée par des facteurs conjoncturels. Toutefois, notre résultat est également compatible avec l'hypothèse que SIG ne contient aucun élément d'information sur le chômage structurel qui n'est pas déjà compris dans les autres variables explicatives (notamment RLPENERG). McCallum (1986, 1987) et Collyns (1984) ont aussi formulé des modèles détaillés et obtenu pour SIG un coefficient qui n'est pas significatif[22].

Les tests de la stabilité des coefficients, la somme cumulée et le carré de la somme cumulée (« Cusum » et « Cusum^2 »), ne permettent pas de rejeter l'hypothèse nulle selon laquelle les paramètres sont stables, et ce pour les régressions récursives en avant et en arrière. Les résultats de ces tests sont corroborés par des calculs indiquant que les estimations des coefficients se stabilisent après 48 trimestres. Compte tenu de la valeur élevée du R^2 pour la dernière régression et de l'absence apparente d'autocorrélation dans les résidus (Q[8] = 8,48), le modèle paraît bien spécifié et assez complet.

Les équations (2), (3) et (4) contiennent les variables relatives aux impôts des consommateurs, RDIRTAX et RINDTAX, qui ont été omises de la régression (1) à cause du logiciel que nous avons utilisé. La régression (2) abandonne la variable non significative INFLVAR et ajoute RDIRTAX. Le coefficient de RDIRTAX a le bon signe, mais n'est pas significatif au seuil de 5 %. De même, le coefficient de RINDTAX dans l'équation (3) n'est pas significatif. La régression (4) exclut UIOPP et inclut RDIRTAX et RINDTAX, dont les coefficients continuent d'avoir le bon signe et demeurent conditionnellement et conjointement non signficatifs (F[2,82] = 1,84).

La régression (6) rejette SIG parce que l'écart entre SIG et zéro n'est pas significatif, tandis que la régression (7) laisse tomber la variable DMR1, qui s'est avérée non significatif à toutes les étapes

du processus d'estimation. Les coefficients estimés ne sont pas sensibles à l'exclusion de DMR1, ce qui tend à confirmer que cette variable a été orthogonalisée. Un test F de l'ensemble des restrictions imposées dans les modèles (1), (5), (6) et (7) ne permet pas de rejeter l'hypothèse selon laquelle les coefficients de toutes les variables exclues sont nuls (F[4,82] = 1,34).

Décomposition du taux de chômage naturel

L'existence de l'hystérèse ou d'un phénomène de persistance complique l'estimation du taux de chômage naturel. Habituellement, le taux de chômage naturel et le taux de chômage non inflationniste sont calculés à l'état stable, c'est-à-dire une fois que tous les ajustements ont eu lieu. On peut modéliser le taux de chômage naturel (SNRU) à l'état stable de deux façons équivalentes :

(1) La valeur de SNRU à la période t peut être calculée à l'aide de l'équation (4), qui est récursive en i et dans laquelle toutes les variables conjoncturelles ont été fixées à leurs valeurs normales et, pour simplifier, remplacées par le terme CYCL. En répétant ce calcul pour chaque t, on peut simuler l'évolution chronologique du taux de chômage naturel à l'état stable.

$$\begin{aligned} SNRU_{t,i} = \exp\ (&\beta_1 SNRU_{t,i-1} + \beta_2 RLPENERG_t \\ &+ \beta_4 HYSTERESIS_t + \beta_5 \ln(WMR_{t-4}) \\ &+ \beta_6 BDTAX + \beta UNION_t + \beta_8 MSERM_t \\ &+ (\beta_9 CYCL_t + \alpha)\ ) \end{aligned} \qquad (4)$$

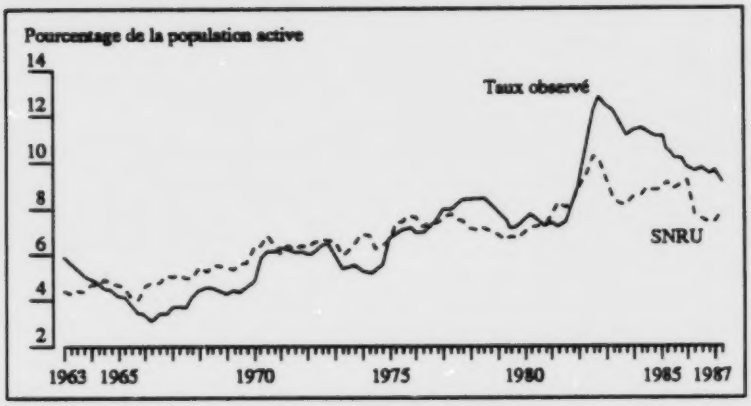
(2) Deuxièmement, on peut récrire l'équation (4) comme suit :

$$\begin{aligned} SNRU_t = \exp([1-\beta_1]^{-1} \cdot [&\beta_2 RLPENERG_t + \beta_3 MANT_t \\ &+ \beta_4 HYSTERESIS_t + \beta_5 \ln(WMR_{t-4}) \\ &+ \beta_6 BDTAX_t + \beta_7 UNION_t + \beta_8 MSERM_t \\ &+ \beta_9 CYCL + \alpha)]\ ) \end{aligned} \qquad (5)$$

La solution de cette formule est identique à celle de l'équation (4)[23]. Le graphique 1 et le tableau 3 présentent les valeurs de SNRU calculées à partir de l'équation (4) ou (5) ainsi que celles du taux de chômage observé.

Graphique 1

Taux de chômage global
Valeurs observées et taux naturel à l'état stable



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Nos estimations de SNRU[24] (le tableau 3 présente nos valeurs annuelles, le graphique 1 nos valeurs trimestrielles) se trouvent bien à l'intérieur des bornes établies par l'estimation du taux de chômage naturel de Samson et l'estimation du taux de chômage non inflationniste de Fortin. Notre estimation de SNRU pour 1984 est de 8,66 %, ce qui ressemble à celle de McCallum (1986), qui a obtenu 8,5 %; ce résultat est beaucoup plus bas que notre projection de l'estimation de Samson, soit 9,88 %, et beaucoup plus élevé que celle de Fortin, soit 6,9 %. Par conséquent, les critiques de la technique de Samson-Lilien semblent avoir raison de croire qu'une partie de l'effet que SIG représente dans ces régressions est de nature conjoncturelle. Toutefois, on peut également en conclure qu'une grande part de l'accroissement du taux de chômage au début des années 80 (près de 50 %) est attribuable à des facteurs structurels[25].

Tableau 3

Taux de chômage naturel à l'état stable (SNRU) et taux de chômage observé

	SNRU	Taux observé
1963	4,37	5,49
1964	4,77	4,65
1965	4,33	3,86
1966	4,80	3,33
1967	5,02	3,82
1968	5,44	4,48
1969	5,46	4,42
1970	6,46	5,71
1971	6,25	6,19
1972	6,48	6,23
1973	6,26	5,54
1974	6,52	5,33
1975	7,25	6,92
1976	7,35	7,13
1977	7,54	8,10
1978	7,06	8,34
1979	6,71	7,42
1980	7,16	7,46
1981	7,99	7,55
1982	9,65	11,07
1983	8,49	11,87
1984	8,66	11,28
1985	8,92	10,51
1986	7,94	9,60
1987	7,66	9,21

L'évolution à long terme du taux de chômage naturel confirme les impressions générales de la situation de l'économie par rapport à son potentiel. Les années de 1962 à 1964 ont été une période de reprise économique. À la fin des années 60, l'économie fonctionnait au-dessus de sa capacité, notamment à cause de la guerre du Viêt-nam, et le marché du travail était très étroit. Au début des années 70, les États-Unis ont entamé leur retrait du Viêt-nam et une légère récession a été observée. Les chiffres sur la période de 1973 à 1977 indiquent que le plein-emploi était presque atteint. À cette époque, l'inflation augmentait à un rythme relativement rapide, sauf pendant l'application du contrôle des salaires et des prix (1976-1978). Étant donné que le marché du travail était plus étroit dans les années 60, on peut conclure que l'inflation des années 70 n'était pas due aux salaires. Le graphique 1 montre qu'une grande récession a eu lieu en 1982 et que, malgré le redressement marqué qui a augmenté l'emploi et réduit le chômage, le taux de chômage naturel a diminué à un rythme comparable, de sorte que l'écart de chômage qui existait en 1982 a chuté dramatiquement, mais il restait encore un certain degré de chômage conjoncturel au deuxième trimestre de 1987.

Décomposition des variations du taux de chômage naturel

Tel qu'il a été mentionné plus haut, un des problèmes posés par l'utilisation d'une équation de forme réduite pour le chômage réside dans la difficulté de démêler les rapports de causalité. Autrement dit, il faut être très prudent avant d'affirmer catégoriquement que « x cause y ». Cette mise en garde est particulièrement pertinente dans le cas des variables qu'on considère comme ayant probablement des effets simultanés sur les composantes conjoncturelle, frictionnelle et structurelle du chômage.

Malgré la difficulté d'interpréter les estimations produites à partir d'une équation de forme réduite, il importe de calculer la contribution relative des différents facteurs, ne serait-ce que pour évaluer le pouvoir explicatif de la forme réduite elle-même. En examinant d'un point de vue économique la vraisemblance des différentes contributions estimées, on peut en arriver à un jugement sur l'utilité d'une équation de régression comme outil pour recommander des politiques.

Étant donné que notre équation pour SNRU est exponentielle, les contributions des différents facteurs doivent être multipliées :

$$SNRU_t = \prod_{i=2}^{n} e^{\frac{X_{it}\beta_1}{1-\beta_1}} \qquad (6)$$

Pour cette raison, on ne peut estimer qu'une approximation de la contribution exacte d'une variable donnée aux variations de SNRU. Marston (1976) a fait état des problèmes d'indexation liés à l'ajustement de cette équation. La contribution marginale d'un facteur à SNRU dépend de la valeur de SNRU au point où le calcul est effectué. Par conséquent, une simulation de statique comparative dans laquelle un facteur demeure constant pendant que les autres varient n'attribuera pas la même influence à un facteur qu'une comparaison statique dans laquelle tous les facteurs sauf un restent constants. La première comporterait un biais en haut, la deuxième un biais en bas.

L'appendice C décrit la méthode que nous avons employée pour estimer l'influence de chaque facteur sur le taux de chômage naturel à l'état stable (SNRU). Essentiellement, nous avons décomposé les variations de SNRU de telle façon que la somme des composantes individuelles est presque égal à la variation totale de SNRU[26].

Les graphiques 2, 3, 4 et 5 présentent une ventilation trimestrielle des six composantes distinctes de SNRU et de leur contribution à l'évolution de SNRU. Le tableau 4 contient la même information, mais en chiffres annuels.

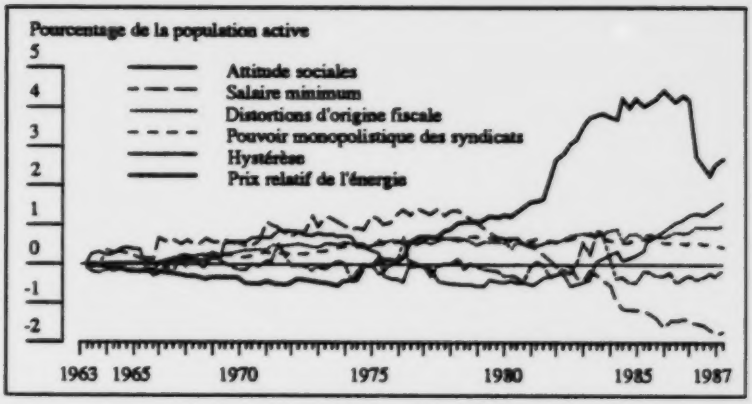
Le cloisonnement des influences tend à confirmer qu'une part considérable des augmentations récentes du chômage sont attribuable aux chocs pétroliers des années 70. Le chômage modélisé par le RLPENERG peut survenir de deux façons. La première se présente dans un scénario comme celui de Baily (1981), où la croissance des prix énergétiques a pour conséquence de rendre le capital moins productif et d'en accélérer le rythme de dépréciation, ce qui cause des accroissements du chômage structurel dans certains secteurs. L'industrie américaine de l'acier offre l'exemple d'une industrie touchée de cette façon.

La deuxième apparaît comme le résultat de variations dans la *composition* de la demande causées par les variations dans les prix relatifs à la suite d'un choc des prix. Nous sommes d'avis que certaines industries, comme celle de l'automobile, ont été durement touchées par une substitution où les produits grands consommateurs d'énergie ont été délaissés soit en faveur de produits consommant moins d'énergie, soit pour des substituts. De fait, plus de 60 % de la variation des ventes canadiennes de voitures fabriquées en Amérique du Nord peuvent s'expliquer par les fluctuations du prix relatif de l'énergie[27]. Dans la mesure où certaines industries sont plus durement touchées que d'autres par des variations dans la composition de la demande, le chômage dû aux variations de RLPENERG peut être considéré comme structurel. Mais dans la mesure où le chômage découle d'un phénomène plus général, telle qu'une réduction imprévue de la productivité, il peut être classé comme étant de nature « classique ».

Le tableau 4 et le graphique 3 révèlent que la hausse du prix de l'énergie a provoqué une augmentation d'à peu près 1,74 point de pourcentage dans le taux de chômage naturel de 1963 à 1980; ce chiffre englobe le chômage de type « classique » et de type « structurel ». Le taux naturel a grimpé de 2,54 points de 1981 à 1985 à cause de l'évolution du prix de l'énergie, mais il a subi une baisse prononcée (1,69 %) entre 1986 et 1987. Dans l'ensemble, de 1963 à 1985, le taux de chômage observé a monté de 5,01 points de pourcentage et il diminue lentement depuis la fin de cette période.

Graphique 2

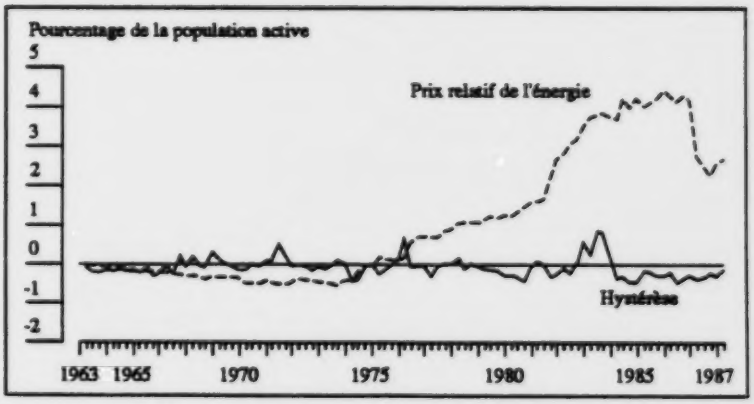
Décomposition des variations de SNRU, divers facteurs



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 3

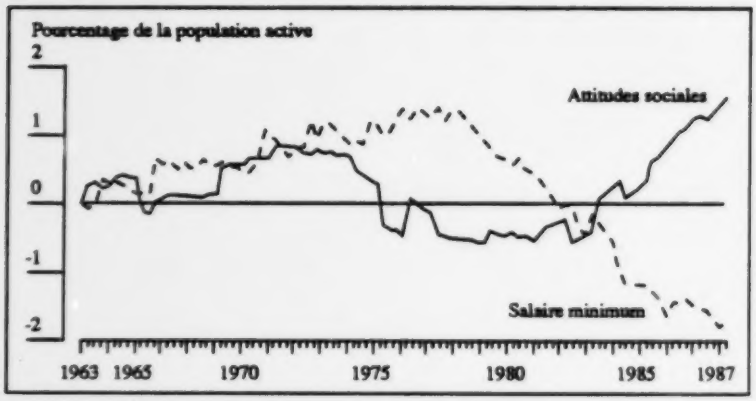
Décomposition des variations de SNRU, divers facteurs



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 4

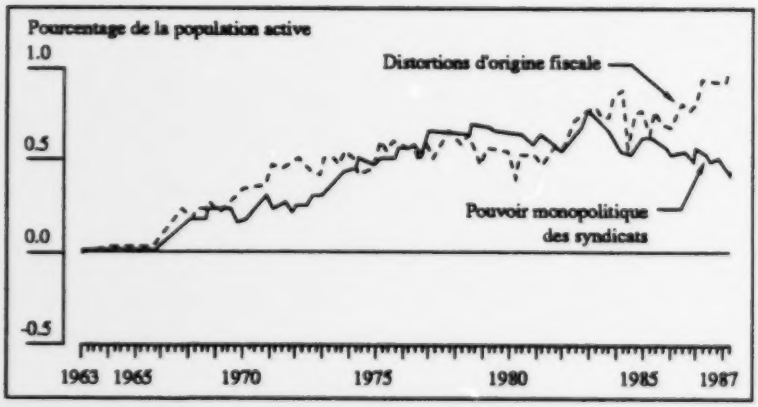
Décomposition des variations de SNRU, divers facteurs



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 5

Décomposition des variations de SNRU, divers facteurs



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Tableau 4

Décomposition de l'influence de divers facteurs sur les variations du taux de chômage naturel à l'état stable (SNRU)

	Hystérèse	Fiscalité	Pouvoir des syndicats	Salaire minimum	Prix de l'énergie	Attitudes sociales
1963	-0,03	-0,00	0,00	0,04	-0,02	0,17
1964	-0,17	0,03	0,00	0,30	-0,09	0,31
1965	-0,19	0,04	0,00	0,16	-0,19	0,12
1966	-0,09	0,13	0,06	0,59	-0,24	0,07
1967	-0,02	0,21	0,18	0,57	-0,32	0,09
1968	0,08	0,27	0,22	0,56	-0,34	0,31
1969	-0,09	0,37	0,22	0,51	-0,46	0,62
1970	0,22	0,44	0,27	0,93	-0,49	0,76
1971	-0,08	0,48	0,26	0,88	-0,41	0,79
1972	-0,03	0,49	0,36	1,09	-0,51	0,74
1973	-0,23	0,49	0,47	0,90	-0,28	0,56
1974	-0,12	0,55	0,50	1,09	0,08	-0,01
1975	0,19	0,56	0,56	1,32	0,37	-0,20
1976	-0,11	0,59	0,66	1,30	0,72	-0,27
1977	0,00	0,62	0,68	1,26	1,02	-0,51
1978	-0,12	0,54	0,69	0,85	1,13	-0,48
1979	-0,35	0,51	0,65	0,60	1,30	-0,46
1980	-0,10	0,53	0,62	0,30	1,74	-0,40
1981	-0,14	0,65	0,61	-0,10	2,93	-0,40
1982	0,61	0,76	0,72	-0,31	3,73	-0,16
1983	-0,27	0,76	0,58	-0,93	3,90	0,20
1984	-0,26	0,72	0,61	-1,24	4,13	0,47
1985	-0,35	0,76	0,55	-1,47	4,28	0,96
1986	-0,29	0,90	0,53	-1,57	2,91	1,28
1987	-0,19	0,95	0,45	-1,76	2,59	1,50

Si l'augmentation du taux naturel est inférieure à l'apport du prix de l'énergie au cours de cette période, c'est parce que de nombreux autres facteurs qui influent sur SNRU ont enregistré des diminutions. Nos estimations de SNRU et de sa composante énergétique tendent à démontrer que le chômage conjoncturel se situait à un niveau élevé en 1982 et que le chômage structurel était en forte progression. Elles nous permettent donc de conclure que Lilien et Samson ont raison de penser que l'accroissement du chômage en 1982 était largement d'origine structurelle, mais elles ne nous autorisent pas à affirmer comme eux que le chômage conjoncturel était presque nul.

MSERM est notre indice des attitudes sociales à l'égard du travail. Son influence sur SNRU (voir le graphique 4 et le tableau 4) est relativement faible en termes absolus mais elle correspond à nos

attentes. L'apport de MSERM à l'augmentation de SNRU s'est accru au fil des années 60 et a plafonné en 1970; en 1971, sa contribution moyenne à SNRU était de 0,79 point. Il s'est maintenu sur un plateau du début des années 70 jusque vers 1974, pour ensuite descendre à un niveau pratiquement neutre, soit de 0,33, en moyenne, de 1974 à 1982. En 1982 et en 1983, la contribution de MSERM a commencé à croître et elle se trouvait à son maximum, à la fin de la période étudiée, alors qu'elle a fait monter SNRU de 1,50 point (par rapport à 1963).

De toutes les variables que nous avons retenues, MSERM est celle qui risque le plus d'être critiquée. En lisant les pages qui suivent, le lecteur doit bien distinguer, d'une part, les effets strictement démographiques, comme, par exemple, un accroissement du nombre de jeunes dans la population active, que nous corrigeons à l'aide de l'indice du chômage à pondération fixe de Perry, et, d'autre part, les facteurs comme MSERM qui influent sur le taux de chômage d'un groupe démographique donné. Une augmentation du chômage parmi les jeunes (reflétée par MSERM) et un accroissement de la proportion de jeunes dans la population active sont deux facteurs qui peuvent faire grimper le taux de chômage global, mais seul le premier est contrôlé par l'indice du chômage à pondération fixe de Perry.

La manière la moins critiquable d'expliquer l'importance de MSERM dans notre régression serait de supposer que cette variable représente les variations du taux de chômage dues exclusivement à l'évolution des attitudes des jeunes actifs[28]. L'ampleur de son influence semble corroborer cette interprétation. Un accroissement de 3,04 points du taux de chômage des jeunes pourrait se traduire par une augmentation de 0,79 point du taux de chômage global[29]. Étant donné que le taux de chômage de plein emploi des jeunes a grimpé de plus de 7,5 %[30], il n'est pas improbable que 3,04 points de cet accroissement puisse être dû à l'augmentation du nombre de personnes « statistiquement considérées comme des chômeurs ». Par contre, cette variable pourrait dépendre de facteurs conjoncturels. Cette hypothèse est particulièrement vraisemblable pour les années de 1980 à 1987 parce que les préférences des jeunes sont moins soupçonnées d'avoir connu un changement exogène durant cette période. Si les effets conjoncturels dominent à tel point que nous pouvons exclure MSERM de nos régressions, notre estimation de SNRU augmente de 0,4 point au deuxième trimestre de 1987 et passe à 8,06 %[31].

Le ratio du salaire minimum au salaire industriel moyen (WMR) est inclus dans le modèle pour tenir compte des accroissements du chômage structurel causées par les majorations du salaire minimum. De 1963 à 1975, le salaire minimum a augmenté par rapport au salaire industriel moyen et, probablement, à la productivité. Notre régression indique qu'au cours de cette période, le relèvement du salaire minimum a entraîné une hausse de 1,32 point dans SNRU. Depuis 1976, les salaires minimums ont chuté en proportion du salaire industriel, amenant ainsi une diminution de 3,08 points dans le taux naturel entre 1975 et 1987. Dans l'ensemble, entre 1963 et 1987, la baisse des salaires minimums ont fait reculer le taux de chômage de 1,76 point.

A priori, la productivité et la rémunération des emplois éliminés ou créés par les facteurs que WMR représente devraient être faibles. Or, depuis 1976, l'emploi dans le secteur des services, qui compte habituellement le plus d'emplois à productivité et à rémunération faibles, a monté en flèche. Cette poussée spectaculaire de l'emploi tertiaire cadre bien avec notre estimation de l'influence de WMR sur l'évolution de SNRU.

Les deux derniers effets (voir le graphique 5) à examiner avant de passer à l'hystérèse sont le pouvoir des syndicats, représenté par le pourcentage de syndiqués dans la population active (UNION), et les distorsions dues au régime fiscal (BDTAX). La corrélation entre ces deux variables est très forte et leur influence sur SNRU est à peu près semblable. Au fil du temps, l'influence de la variable UNION a suivi une courbe de forme plus ou moins concave. Ainsi, en 1982, au sommet de la courbe, l'activité syndicale, conjuguée à des facteurs qui font augmenter les salaires et qui découlent d'une lutte keynésienne pour le produit national, aurait fait monter SNRU de 0,72 point, mais sa contribution a par la suite diminué et n'atteint actuellement que 0,45 point par rapport à 1963. Ces chiffres concordent largement avec les résultats escomptés. Le taux de syndicalisation a grimpé à la fin des années 60 et au début des années 70, plafonné à la fin des années 70 et reculé pendant le règne du président Reagan. L'ampleur estimée de l'influence globale des syndicats ne paraît ni trop élevée ni trop faible.

De façon analogue, l'influence du *fardeau fiscal* s'est accrue dans les années 60, est restée à peu près constante dans les années 70, a augmenté au début des années 80 et a plafonné par la suite. Son ampleur (augmentation de 0,59 point du SNRU de 1963 à 1976 et

augmentation supplémentaire de 0,36 dans les années ultérieures) ne paraît pas démesurément forte ou faible.

L'influence du pouvoir monopolistique des syndicats et des distorsions fiscale pourrait simplement refléter une tendance chronologique. Étant donné que ces deux variables et le taux de chômage lui-même ont une forte corrélation avec le temps[32], il est difficile d'affirmer catégoriquement que x % de l'augmentation de SNRU peut être attribuée à l'un de ces facteurs. Cette difficulté se manifeste clairement dans la variabilité des coefficients estimés pour des équations qui excluent UNION ou BDTAX. L'omission de BDTAX triple le coefficient estimé de UNION et l'exclusion de UNION a un effet semblable sur le coefficient de BDTAX. De toutes les contributions au taux de chômage naturel que nous avons estimées, celles-ci risquent le plus de comporter des erreurs.

Il est moins simple de modéliser l'incidence économique de l'hystérèse que des autres variables séculaires. La variable HYSTERESIS influe directement sur le taux de chômage naturel à l'état stable (SNRU). Elle représente le mécanisme par lequel les chocs, tant du côté de la demande que de l'offre, peuvent accroître SNRU. L'ampleur de ses répercussions sur SNRU varie en fonction positive de l'intensité du clivage entre initiés et non initiés sur le marché du travail. L'effet de la variable HYSTERESIS (voir graphique 3) n'est pas très notable pour la plus grande partie de la période étudiée. À son sommet, au troisième trimestre de 1982, elle ajoute 0,9 point au taux naturel et, en moyenne, et elle en soustrait -0,04 point.

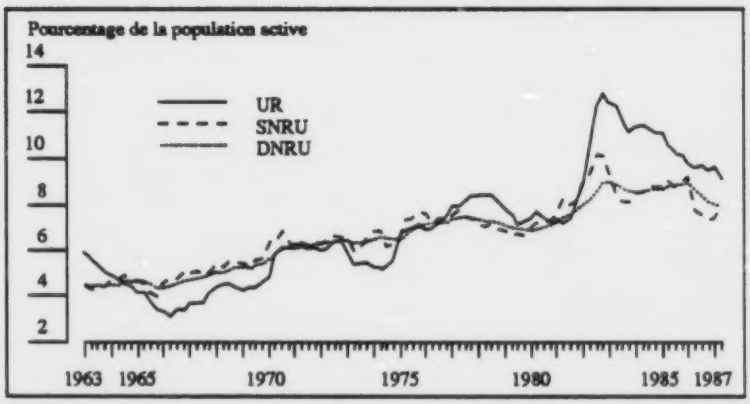
Le coefficient de la valeur retardée du taux de chômage, β_1, indique le temps nécessaire pour que les effets à long terme d'un changement dans une variable structurelle se répercutent pleinement sur l'économie. Plus β_1 est élevé, plus le chômage persiste. Une simulation dynamique de l'équation (4) permet d'obtenir une estimation du taux de chômage naturel lié à l'état de la nature, DNRU, dont la valeur à la période t dépend de l'impact des chocs qui surviennent durant la même période et de la part des chocs passés qui a déjà été absorbée dans le niveau de DNRU.

Le graphique 6 montre l'évolution de DNRU, de SNRU et du taux de chômage observé. Le graphique 7 montre l'écart entre le taux de chômage naturel lié à l'état de la nature (DNRU), qui

provient d'une simulation dynamique de l'équation (4) avec prise en compte des effets de persistance, et le taux de chômage naturel à l'état stable (SNRU), qui repose seulement sur les effets à long terme des changements structurels. Le tableau 5 présente les valeurs annuelles de ces mêmes variables.

Graphique 6

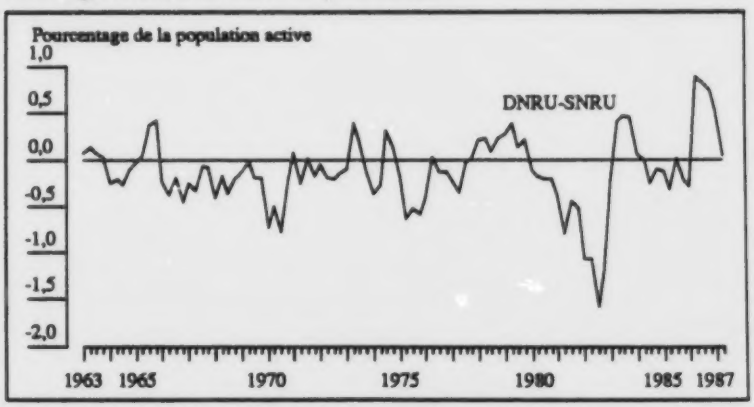
Taux de chômage global, taux de chômage observé (UR), taux de chômage naturel à l'état stable (SNRU), et taux de chômage naturel lié à l'état de la nature (DNRU)



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique 7

Chômage frictionnel dû à la persistance



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Tableau 5

Taux de chômage naturel à l'état stable (SNRU), taux de chômage naturel dynamique (DNRU) et taux de chômage observé (UR)

	SNRU	DNRU	SNRU -DNRU	UR
1963	4,37	4,45	-0,08	5,49
1964	4,77	4,56	0,20	4,65
1965	4,33	4,54	-0,21	3,86
1966	4,80	4,48	0,31	3,33
1967	5,02	4,84	0,18	3,82
1968	5,44	5,15	0,29	4,48
1969	5,46	5,33	0,13	4,42
1970	6,46	5,90	0,56	5,71
1971	6,25	6,16	0,08	6,19
1972	6,48	6,33	0,15	6,23
1973	6,26	6,36	-0,10	5,54
1974	7,25	6,49	0,04	5,23
1975	7,25	6,76	0,49	6,92
1976	7,35	7,19	0,16	7,13
1977	7,54	7,40	0,14	8,10
1978	7,06	7,26	-0,20	8,34
1979	6,71	6,97	-0,26	7,42
1980	7,16	6,98	0,18	7,46
1981	7,99	7,46	0,54	7,55
1982	9,65	8,42	1,22	11,07
1983	8,49	8,78	-0,28	11,87
1984	8,66	8,59	0,07	11,28
1985	8,92	8,76	0,16	10,51
1986	7,94	8,49	-0,55	9,60
1987	7,65	4,71	2,95	9,21

L'écart entre DNRU et SNRU est une mesure imparfaite de l'accroissement du taux de chômage attribuable à la « persistance » du chômage frictionnel. Il s'agit, pour une période donnée, du chômage conjoncturel (par là nous entendons l'écart entre le taux de chômage observé et le taux de chômage à l'état stable [SNRU]) qui peut être imputé aux chocs antérieurs des côtés de l'offre et de la demande[33]. Barro (1988) a examiné les déterminants de la persistance du chômage[34].

De par sa nature, notre mesure du chômage frictionnel est négative quand le taux de chômage marque une tendance à la hausse, ce qui signifie que le taux de chômage structurel est plus faible qu'il ne le serait si l'économie s'adaptait instantanément à tous les effets. À l'inverse, notre mesure du chômage frictionnel est positive en présence d'une tendance à la baisse du chômage. Ainsi, le chômage

(structurel et frictionnel) a grimpé de 1963 à 1977 et le taux de chômage naturel dynamique dépassait le taux de chômage naturel à l'état stable (voir graphique 6). Depuis 1978, le taux dynamique est supérieur au taux à l'état stable en raison de l'adaptation relativement lente de l'économie aux améliorations structurelles.

Des recherches de Hasan et de Broucker (1981, 1982) tendent à corroborer notre raisonnement sur l'hystérèse et la persistance et notre évaluation quantitative de son importance. Hasan et de Broucker ont approfondi les travaux de Clark et Summers (1979) et de Marston (1976) en étudiant la durée du chômage au Canada et son effet sur le taux de chômage global. Ils ont constaté que la probabilité de trouver un emploi diminue à mesure que la durée du chômage augmente, comme le prédit le modèle des initiés et des non initiés de Summers et Blanchard. Plus explicitement, ils ont calculé qu'entre 1976 et 1980, le chômage attribuable au chômage de longue durée (plus de six mois) a augmenté de 0,415 point de pourcentage, de sorte qu'une proportion plus grande des chômeurs se trouvent en marge (dépourvus du statut d'« initiés ») de la population active. L'ordre de grandeur de notre propre estimation de l'accroissement du chômage frictionnel entre 1976 et 1983 est semblable (0,36 %)[35]. Étant donné que les chômeurs frappés par l'hystérèse ou l'effet de persistance éprouvent de longues périodes de chômage plus souvent que les autres travailleurs, le chiffre de Hasan et de Broucker cadre bien avec notre évaluation quantitative de la persistance.

L'analyse de McCallum (1987) apporte un élément de plus qui semble confirmer l'importance de l'effet d'hystérèse et de persistance. McCallum signale dans sa conclusion que son modèle, qui ne tient pas compte de l'hystérèse, réussit à reproduire une large part de l'évolution récente du chômage au Canada, mais n'offre aucune explication pour la diminution relativement lente du chômage qu'on observe depuis 1983. Or, cette lente diminution est prédite par la théorie de l'hystérèse et simulée par notre modèle du taux de chômage naturel.

Concrètement, le phénomène d'hystérèse prouve le vieux dicton selon lequel le travail devient une habitude. Les politiques d'austérité mises en oeuvre par les gouvernements successifs conjuguées à l'effet cumulatif d'une série de chocs négatifs du côté de l'offre, ont créé une situation dans laquelle un grand nombre de travailleurs se dis-

disputent un nombre limité d'emplois vacants. Dans notre modèle, si le contexte économique demeure stable sur une période d'environ cinq années, la valeur de DNRU rejoindra celle de SNRU. Entre temps, par contre, un important nombre de travailleurs seront incapables d'obtenir un emploi à cause de la faible vitesse de réaction de l'économie.

On obtient une impression un peu différente quand on compare le taux de chômage observé avec DNRU plutôt qu'avec SNRU. En fait, comme Samson a également effectué une simulation dynamique, il se peut que les valeurs exceptionnellement élevées de son taux naturel s'expliquent davantage par la manière dont elle les a calculées à partir de sa régression que par l'utilisation de la variable SIG[36].

Malgré les différences entre les estimations du taux de chômage naturel, l'analyse de DNRU et SNRU mène essentiellement vers les mêmes conclusions : le chômage conjoncturel était passablement élevé en 1982 et, à l'heure actuelle, le taux de chômage naturel diminue à peu près au même rythme que le taux de chômage observé et le marché du travail est moins étroit que dans les années 60 et 70[37].

Comme Hargreaves Heap l'a souligné, l'existence de l'hystérèse obscurcit considérablement la notion du taux de chômage naturel. Si le taux naturel (DNRU) dépend des valeurs passées du taux de chômage, dans quel sens est-il « naturel » ? Pour la plupart des économistes, le taux naturel demeure SNRU et représente une mesure du potentiel économique dans un monde idéal où tous les ajustements sont complets et instantanés. DNRU dépend de l'état de la nature et constitue une mesure plus pragmatique ou réaliste du potentiel économique, compte tenu du passé. Mais pour les responsables des politiques, les variables SNRU et DNRU sont toutes les deux significatives, SNRU comme mesure du potentiel absolu et DNRU comme clignotant qui indique si les contraintes relatives au marché du travail commencent à se resserrer.

Conclusion

Nos résultats reflètent une partie de la confusion qui règne dans les études du taux de chômage naturel, mais ils fournissent d'importants indices sur les sources et les causes de cette confusion.

Nous avons mis au point deux estimateurs alternatifs du taux de chômage naturel. Le premier représente le taux de chômage qui existe quand le chômage conjoncturel est nul et la situation structurelle de l'économie s'est stabilisée après avoir subi tous les ajustements nécessaires. Le deuxième, qui provient de la même équation que le premier, est un taux naturel dynamique et dépend de l'état de la nature. Le premier estimateur, le taux de chômage naturel à l'état stable (SNRU), correspond à la définition de Friedman (1968), à savoir le taux de chômage qui prévaut une fois que l'économie a atteint l'équilibre walrassien. Le deuxième estimateur (DNRU) s'inscrit dans la pensée de Hargreaves Heap ou de Summers et Blanchard, où le taux de chômage naturel d'aujourd'hui dépend directement de l'évolution passée du chômage.

Nos estimations de SNRU se situent généralement dans la fourchette établie par les estimations les plus élevées et les plus faibles qui ont été publiées. Elles tendent à démontrer que la proportion de la main-d'oeuvre qui est inutilisée a chuté considérablement, même s'il demeure vrai que la situation pourrait encore s'améliorer. Par contre, nos estimations du taux de chômage naturel qui varie en fonction de l'état de la nature (DNRU) indiquent que, compte tenu de l'évolution du chômage au Canada et du degré actuel de flexibilité du marché du travail, le marché du travail est relativement étroit[38]. Nos résultats pour SNRU et DNRU révèlent que le taux de chômage naturel décroît à un rythme à peu près égal au rythme de diminution du taux de chômage observé.

Nos résultats justifient les doutes concernant l'utilité de la variable SIG comme mesure du chômage structurel. Néanmoins, ils militent en faveur de l'hypothèse de Lilien selon laquelle une grande part de l'augmentation du taux de chômage au cours des années 70 était d'origine structurelle. Même si nous rejetons l'indice structurel SIG de Lilien, les conséquences théoriques des effets imputés à la variable RLPENERG apportent de l'eau à son moulin.

Nos résultats indiquent qu'une partie du chômage actuel peut être attribuée à l'accroissement du pouvoir monopolistique des syndicats et aux distorsions engendrées par le régime fiscal. Toutefois, la fiabilité de nos estimations de l'influence de ces deux facteurs est mitigée par la forte corrélation qui existe entre eux et avec le temps et le taux de chômage. Il est tout à fait possible que ces variables soient en réalité des substituts pour un autre facteur.

Notre évaluation de l'influence du ratio du salaire minimum au salaire industriel appuie ceux qui pensent que la création d'emplois a été concentrée dans les emplois à productivité et à rémunération faibles du secteur des services. Quant aux attitudes sociales, elles semblent avoir joué un rôle limité dans les années 60, au début des années 70 et dans les années 80. Nos estimations du taux de chômage naturel à l'état stable (SNRU) demeurent sensiblement les mêmes si on exclut cette variable.

Dans l'ensemble, notre méthodologie nous fournit une image détaillée des causes de l'accroissement du chômage au cours de la dernière décennie. Le blâme revient essentiellement à deux facteurs : la hausse dramatique du prix de l'énergie qui entre dans la production et l'incapacité de l'économie de s'adapter assez rapidement aux chocs qui surviennent sur le marché du travail.

Dans le débat sur le caractère structurel ou frictionnel du chômage récent, nous concluons, comme McCallum, que l'augmentation du taux de chômage est dans une très grande mesure attribuable à des facteurs structurels. Mais contrairement à Lilien et à Samson, nous constatons également un important élément conjoncturel depuis quelques années. Ainsi, à plusieurs égards, nos résultats viennent à la rescousse de l'hypothèse structurelle, mais ils permettent également de défendre le point de vue keynésien.

Nous avons aussi constaté qu'une large proportion du chômage actuel peut être attribuée à la lenteur avec laquelle l'économie s'adapte aux chocs des côtés de l'offre et de la demande. Des mesures visant à réduire le temps qu'un chômeur doit attendre avant de trouver un nouvel emploi atténuerait la persistance du chômage et pourrait abaisser le taux de chômage de 1,2 point de pourcentage.

Nos conclusions sur la persistance du chômage renferment d'importantes conséquences au plan des politiques contra-cycliques. Par exemple, étant donné les paramètres du modèle, 213 000 travailleurs étaient touchés par le chômage conjoncturel en janvier 1983 et 69 000 d'entre eux étaient encore en chômage en janvier 1984, 22 000 en janvier 1985, 7 000 en janvier 1986 et 2 500 en janvier 1987, quatre ans plus tard, pour des raisons directement liées aux chocs conjoncturels enregistrés en 1983[39]. De toute évidence, même les chocs de courte durée ont d'importantes répercussions à long terme sur le système. Un train de politiques qui a) réduirait au

minimum l'ampleur des chocs et b) diminuerait la lenteur avec laquelle le marché du travail s'adapte aux chocs aurait, à n'importe quel moment donné, des effets marqués sur le taux de chômage observé et sur DNRU, la mesure pratique du taux de chômage naturel.

Appendices

Appendice A

Nous avons exprimé les variations prévues et imprévues de la masse monétaire de la même façon que Samson (1985). Cet appendice présente notre équation pour M1 et les résultats de notre régression.

Nous avons utilisé des données sur 98 trimestres du premier trimestre de 1963 au deuxième de 1987.

$$
\begin{aligned}
\text{dlog(M1)} = {} & \underset{(4,16610)}{0,39924} * \text{dlog(M1)[-1]} - \underset{(0,80895)}{0,07266} * \text{dlog(M1)[-2]} \\
& + \underset{(4,24938)}{0,38850} * \text{dlog(M1)[-3]} - \underset{(3,18635)}{0,29373} * \text{dlog(M1)[-4]} \\
& - \underset{(1,87338)}{0,08236} * \text{FEDV[-3]} + \underset{(2,33571)}{0,10094} * \text{FEDV[-4]} \\
& - \underset{(2,17673)}{0,06065} * \text{UT[-4]} \\
& + \underset{(1,81582)}{0,05034} * \text{UT[-5]} + \underset{(4,23219)}{0,84666} * \text{dlog(USM1)} \\
& + \underset{(2,04401)}{0,01697}
\end{aligned}
$$

Sommes des carrés	0,0185	Erreur type	0,0145	Moy. de la var. dép.	0,0185
R^2	0,3950	R^2 barre	0,3331	F 9, 88	6,3839

La variable FEDV représente le taux de croissance des dépenses imprévues du gouvernement fédéral, les dépenses prévues ayant été calculées à l'aide d'une simple régression autorégressive. À l'instar de Samson, nous définissons UT comme une mesure normalisée du taux de chômage (UR) : UT = [1/(1-UR)]; USM1 représente l'agrégat monétaire M1 aux États-Unis. La variable DMR1, qui figure partout dans la présente étude, est le résidu de l'équation donnée plus haut. La variable MONPOL correspond à l'écart entre les variations prévues de la masse monétaire et les variations dictées par une politique « neutre », c'est-à-dire une politique selon laquelle le taux d'expansion de la masse monétaire est exactement égal au taux d'inflation.

Appendice B

Si l'augmentation séculaire du taux de chômage est en partie due à des facteurs démographiques, le taux de chômage à pondération fixe de Perry (qui est indépendant de ce genre de facteur) ne devrait afficher pratiquement aucune tendance. Par conséquent, si l'écart entre l'indice de chômage à pondération fixe de Perry et le taux de chômage présente la même tendance que le taux de chômage et si cette tendance est du même ordre de grandeur, il devient alors possible de croire que l'accroissement séculaire du chômage au cours des 25 dernières années était largement un phénomène démographique.

Le tableau B-1 montre l'écart entre le taux de chômage de Perry et le taux de chômage observé. La première chose qu'on constate, c'est que les valeurs absolues et relatives de cet écart sont faibles. Deuxièmement, son évolution ressemble à celle du taux de chômage, mais ses variations ne sont pas du tout du même ordre que celles du taux de chômage.

De toute évidence, la progression des taux de chômage n'a pas été causée uniquement par des changements dans la composition de la population active. Si on mesure la fourchette entre les deux écarts extrêmes (qui sont, respectivement, de -0,11 et -0,21 point de pourcentage), les facteurs strictement démographiques expliquent au plus une variation de 0,32 point dans le taux de chômage observé[1]. Ce chiffre cadre bien avec d'autres analyses du contexte canadien (voir Reid et Smith [1981]).

Tableau B-1

Taux de chômage observé, taux de chômage à pondération fixe de Perry, écart absolu et écart en pourcentage

	Taux observé	Taux pondéré fixe	Écart absolu	Écart en pourcentage
1963	5,49	5,32	0,17	3,07
1964	4,65	4,54	0,11	2,28
1965	3,86	3,77	0,09	2,45
1966	3,33	3,34	-0,00	-0,15
1967	3,82	3,81	0,02	0,41
1968	4,48	4,44	0,03	0,76
1969	4,42	4,41	0,01	0,16
1970	5,71	5,66	0,05	0,81
1971	6,19	6,14	0,05	0,78
1972	6,23	6,18	0,06	0,88
1973	5,54	5,47	0,08	1,37
1974	5,33	5,22	0,12	2,16
1975	6,92	6,76	0,16	2,35
1976	7,13	6,95	0,17	2,43
1977	8,10	7,89	0,21	2,56
1978	8,34	8,13	0,20	2,45
1979	7,42	7,22	0,21	2,77
1980	7,46	7,27	0,19	2,56
1981	7,55	7,38	0,16	2,12
1982	11,07	11,04	0,02	0,21
1983	11,87	11,93	-0,06	-0,49
1984	11,28	11,34	-0,06	-0,52
1985	10,51	10,60	-0,09	-0,85
1986	9,60	9,70	-0,10	-1,07
1987	9,21	9,32	-0,11	-1,25

Appendice C

Il est compliqué de décomposer les variations du taux de chômage à l'état stable (SNRU). Comme la forme fonctionnelle de l'équation (6) n'est pas linéaire, la valeur de la dérivée par rapport à n'importe quel argument dépend du point exact auquel la dérivée est calculée. De façon générale, notre équation de SNRU peut être représentée comme suit :

$$SNRU_t = e^{\alpha} \cdot e^{f_1(X_{1t})} \cdot e^{f_2(X_{2t})} \ldots e^{f_n(X_{nt})} \qquad \text{(C-1)}$$

Pour une variation donnée de la variable X_i ($\Delta = X_{i,t}-X_{i,t-1}$), les changement de SNRU évalué à partir des dérivées des périodes t ($\Delta SNRU1_{i,t}$) et t-1 ($\Delta SNRU2_{i,t}$) ne sera pas identique.

$$\Delta SNRU1_{i,t} = SNRU_t \cdot f_i'(X_{i,t}) \cdot \Delta X_t \qquad \text{(C-2)}$$

$$\Delta SNRU2_{i,t} = SNRU_{t-1} \cdot f_i'(X_{i,t-1}) \cdot \Delta X_t \qquad \text{(C-3)}$$

Marston (1976) s'est penché sur ce problème dans un contexte un peu différent[1]. Sa solution, avec quelques modifications, est directement applicable. Marston a estimé l'incidence de la variable i sur les variations du taux de chômage en prennant la somme de (C-2) et (C-3) pour tous les i afin d'en arriver à des expressions pour $\Delta SNRU_{i,t}$ et $\Delta SNRU_{2,t}$. Contrairement au modèle de Marston, qui compte seulement une estimation appariée de l'effet de ΔX_i sur le taux de chômage, notre modèle fournit 98 (du premier trimestre de 1963 au deuxième trimestre de 1987) estimations appariées, soit une pour chaque couple t et t-1. Marston a pu calculer avec exactitude un poids W qui satisfait à la condition :

$$\Delta SNRU_t = W \cdot \Delta SNRU1_t + (1-W) \cdot \Delta SNRU2_t. \qquad \text{(C-4)}$$

D'une manière semblable, nous pouvons calculer soit un W différent pour chaque t, les valeurs de W qui permettent d'en arriver au bon total étant :

$$W_t = \frac{\Delta SNRU_t - \Delta SNRU2_t}{\Delta SNRU1_t - \Delta SNRU2_t} \qquad (C\text{-}5)$$

soit une valeur moyenne de W_t par la méthode des moindres carrés.

Le choix des W qui varient avec le temps éliminerait toute erreur, mais d'aucuns risquent de trouver cette technique de pondération arbitraire[2] (la décision de laisser W varier en fonction du temps est sans fondement théorique). Pour cette raison, nous avons opté pour le deuxième procédé.

Pour estimer W, nous avons utilisé l'équation de régression présentée plus bas, qui a pour variable dépendante les variations réelles de SNRU et pour variables indépendantes nos deux estimations avec la somme des coefficients fixée égale à 1 par contrainte. Le coefficient de $\Delta SNRU2_t$-$\Delta SNRU_t$ correspond à une estimation des moindres carrés pour W. Nous définissions $\Delta SNRU3_t$ comme suit :

$$\Delta SNRU3_t = \hat{W} \cdot \Delta SNRU_{2,t} + (1-\hat{W}) \cdot \Delta SNRU_{1,t} \qquad (C\text{-}6)$$

de sorte qu'il s'agit d'une estimation des variations (entre t et t-1) de SNRU qui sont attribuables aux six facteurs que nous avons indentifiés.

Une autre particularité de notre étude est que les ΔSNRU que nous calculons représentent les variations de SNRU d'un trimestre au suivant (Marston, par contre, examinait les différences entre le chômage des hommes et des femmes). Ce qui nous intéresse, ce sont les variations cumulatives du premier trimestre de 1963 au deuxième trimestre de 1987. Comme notre estimation de W_t, $\hat{W}$, ne varie pas en fonction du temps, nous pouvons transformer nos données en prennant la somme de toutes nos estimations des variations

progressives survenues dans $\Delta SNRU3_t$ de manière à obtenir $\Sigma\Delta SNRU3_t$, où la sommation va de T = 63Q1 jusqu'à t, pour tous t = 63Q1..87Q2[3]. (Q indique trimestre.)

Le tableau C-1 donne les valeurs annuelles de $\Sigma\Delta SNRU3_t$, $\Sigma\Delta SNRU3_{3,t}$ et l'écart entre ces variables, tandis que le graphique C-1 présente les valeurs réelles et estimées sous forme trimestrielle. L'erreur d'estimation est faible, tant d'un point de vue absolu que relatif. Les tableaux et graphiques du texte principal qui montrent l'influence de la composante (i) sur SNRU ont été préparés pour une valeur de W = 0,49586 à partir de la régression dont les résultats figurent plus bas. Puisque W ne varie pas avec le temps, les différentes contributions peuvent être calculées à l'aide de l'équation suivante :

$$\Sigma\Delta SNRU_{3,i,t} = \hat{W} \cdot \Sigma\Delta SNRU_{1,i,t} + (1-\hat{W}) \cdot \Sigma\Delta SNRU_{2,i,t} \qquad (C\text{-}7)$$

pour tous les i = 1..6. Une fois de plus, la sommation s'étend de T = 63Q1 à t pour t = 63Q1..87Q2.

Nous avons utilisé des données sur 98 trimestres du premier trimestre de 1963 au deuxième trimestre de 1987.

$$[\Delta SNRU_t - \Delta SNRU1_t] = 0{,}49586 * [\Delta SNRU2_t - \Delta SNRU1_t]$$
$$(432{,}26)$$

Sommes des carrés	0,0000
Erreur type	0,0004
Moy. de la var. dép.	-0,0093
R^2	0,9993
R^2 barre	0,9993
F 1, 97	144209,
D.W.(1)	1,9248
D.W.(4)	2,1182

Tableau C-1

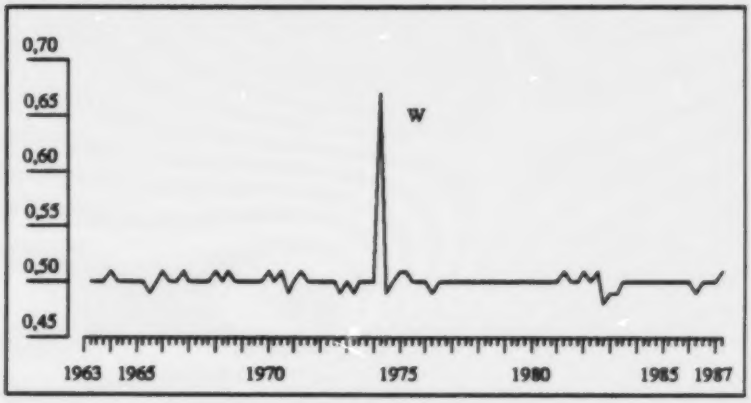
Variations réelles et estimées de SNRU

	Valeur estimatée[1]	Valeur réelle[2]	Δ
1963	-0,07	0,00	-0,07
1964	0,38	0,40	-0,02
1965	-0,06	-0,04	-0,02
1966	0,52	0,43	0,09
1967	0,72	0,65	0,07
1968	1,12	1,07	0,05
1969	1,17	1,09	0,08
1970	2,15	2,10	0,05
1971	1,93	1,88	0,05
1972	2,16	2,11	0,05
1973	1,92	1,89	0,03
1974	2,15	2,15	-0,00
1975	2,87	2,88	-0,01
1976	2,96	2,98	-0,02
1977	3,15	3,18	-0,02
1978	2,68	2,70	-0,02
1979	2,31	2,34	-0,03
1980	2,77	2,79	-0,02
1981	3,62	3,63	-0,00
1982	5,36	5,28	0,08
1983	4,23	4,12	0,11
1984	4,40	4,29	0,11
1985	4,68	4,56	0,13
1986	3,71	3,57	0,14
1987	3,46	3,29	0,17

1 Somme des composantes individuelles inscrites au Tableau 4.
2 Écart entre $SNRU_t$ et SNRU au premier trimestre du 1963.

Graphique C-1

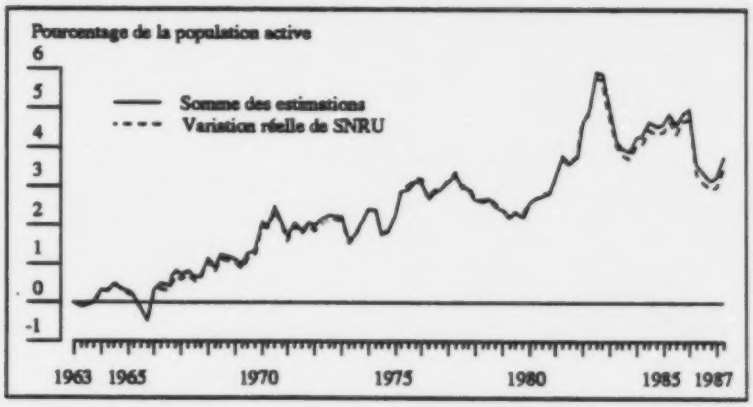
Poids exacts, calculés à partir de l'équation C-5



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Graphique C-2

Variations réelles et estimées du SNRU



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Appendice D

Le tableau D-1 reproduit la régression (7) du texte principal (voir le tableau 2) sous la rubrique (D-1). La régression (D-2) montre ce qui arrive si on exclut MSERM de la régression (7). L'hypothèse nulle selon laquelle le coefficient de MSERM dans (D-1) est égal à zéro est rejetée ($F[1,84] = 4,23$). À l'exception de la variable UNION, les estimations des coefficients demeurent relativement stables. La valeur estimée de β_1 augmente, mais les coefficients estimés de toutes les autres variables diminuent, sauf pour BDTAX et UNION.

Tel que le mentionne le corps principal du texte, il existe une forte corrélation entre ces variables et les estimations de leurs coefficients sont inefficaces. L'exclusion de MSERM semble accroître le biais de ces estimations.

Les valeurs du taux de chômage naturel à l'état stable estimé à l'aide de l'équation (D-2) sont présentées dans le tableau D-2 et illustrées dans le graphique D-1, qui montre également le taux naturel estimé selon l'équation utilisée dans le texte principal. Les deux ensembles d'estimations sont à peu près semblables, sauf pour les premières années, alors que les estimations calculées sans MSERM sont généralement inférieures à celles qui l'incluent.

Comme les économètres le savent bien, l'exclusion de variables explicatives qui sont importantes produit des estimations inefficaces et biaisées, tandis que l'inclusion de variables sans importance n'augmente pas le biais des estimations. Pour cette raison, et étant que le coefficient de MSERM est statistiquement significatif et que l'omission de cette variable ne modifie pas l'incidence estimée des variables dont les coefficients nous paraissent fiables, nous croyons qu'il est préférable de garder MSERM dans notre modèle du taux de chômage.

Tableau D-1

Résultats de la régression avec et sans la variable explicative MSERM

	(D-1)	(D-2)
Ln $PERRY_{t-1}$	0,7579	0,8087
	(16,84)	(20,74)
CUR	-0,0060	-0,0047
	(3,67)	(3,03)
Ln USGAP	0,0229	0,0159
	(1,82)	(1,27)
ENERGSHK	-0,4864	-0,3887
	(3,36)	(2,77)
BDTAX	0,3182	1,3409
	(0,50)	(3,25)
HYSTERESIS	0,5253	0,6153
	(1,59)	(1,84)
MONPOL	-0,9219	-0,9078
	(2,77)	(2,67)
RLPENERG	0,3700	0,2563
	(2,74)	(2,02)
Ln WMR_{t-4}	0,2710	0,2053
	(1,86)	(1,41)
UNION	-0,2891	-0,2053
	(0,47)	(1,04)
MSERM	0,9737	
	(2,13)	
CONSTANTE	0,3275	0,7340
	(1,14)	(3,37)

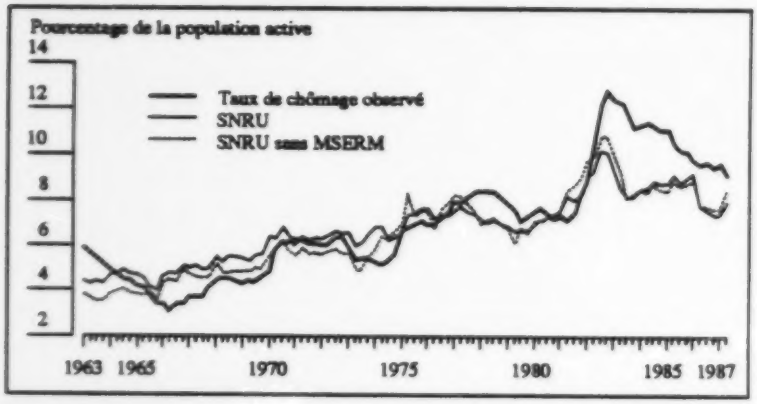
Tableau D-2

Valeurs de SNRU calculées avec et sans MSERM

	SNRU avec MSERM	SNRU sans MSERM	Taux de chômage observé
1963	4,37	4,19	5,49
1964	4,77	4,49	4,65
1965	4,33	4,30	3,86
1966	4,80	5,02	3,33
1967	5,02	5,15	3,82
1968	5,44	5,50	4,48
1969	5,46	5,48	4,42
1970	6,46	6,60	5,71
1971	6,25	6,39	6,19
1972	6,48	6,41	6,23
1973	6,26	5,91	5,54
1974	6,52	6,81	5,33
1975	7,25	7,82	6,92
1976	7,35	7,62	7,13
1977	7,54	8,14	8,10
1978	7,06	7,22	8,34
1979	6,71	6,71	7,42
1980	7,16	7,37	7,46
1981	7,99	8,57	7,55
1982	9,65	10,37	11,07
1983	8,49	8,86	11,87
1984	8,66	8,46	11,28
1985	8,92	8,54	10,51
1986	7,94	7,90	9,60
1987	7,66	8,06	9,21

Graphique D-1

Taux de chômage global, taux de chômage observé et taux de chômage naturel à l'état stable (SNRU) calculés avec et sans MSERM



Source Conseil économique du Canada, 1989.

Notes sur les variables et les données

LPERRYU — Logarithme naturel de PERRYU. PERRYU a été calculé selon la méthode décrite dans l'appendice B à partir de la base de données utilisée par le *Conference Board of Canada* (CBOC) pour son modèle de prévision à moyen terme.

CUR — Taux d'utilisation du capital industriel de la Banque du Canada.

SIG — Indice de dipsersion de l'emploi calculé à l'aide de la formule donnée dans le texte principal, où e_i correspond à l'emploi dans les secteurs suivants : construction, agriculture, services commerciaux, fabrication, services non commerciaux, autres industries primaires et administration publique. Source : CBOC.

DMR1 — Variations imprévues de la masse monétaire, calculées selon la méthode établie dans l'appendice A.

M1 — L'agrégat monétaire M1 du Canada. Source : CBOC.

USM1 — L'agrégat monétaire M1 des États-Unis. Source : Base de données du groupe WEFA.

NRUT — Taux de chômage global des États-Unis. Source : Groupe WEFA.

USGAP — Écart entre le taux de chômage aux États-Unis et le taux de chômage naturel estimé pour les États-Unis par le groupe WEFA. Source : Groupe WEFA.

ENERGSHK — Écart entre le taux de croissance de l'indice du prix de l'énergie et le taux de croissance de l'IPC, retardé d'une période. Source : Statistique Canada.

RLPENERG	Indice du prix de l'énergie divisé par l'IPC. Source : Statistique Canada.
WMR	Moyenne pondérée des salaires minimums des provinces canadiennes divisée par le salaire industriel moyen. Source : Travail Canada (salaires minimums) et Statistique Canada (salaire industriel, part de la main-d'oeuvre dans chaque province).
UNION	Pourcentage de la population active non agricole qui adhère à un syndicat. Source : *Répertoire des organisations de travailleurs au Canada.*
HYSTERESIS	Mesure de l'hystérèse calculée à partir de UNION et de UR d'après la méthode décrite dans le texte.
UIOPP	Mesure de la générosité du régime d'assurance-chômage. Source : Données annuelles de Pierre Fortin, transformées en données trimestrielles par interpolation géométrique.
INFLVAR	Variance de l'inflation au cours de huit trimestres. Calculée à partir de l'IPC de Statistique Canada.
MSERM	Taux d'inscription scolaire des jeunes hommes. Source : CBOC.
BDTAX	Impôts fédéraux directs des entreprises divisés par le PIB. Source : CBOC.
RINDTAX	Montant global des impôts indirects des particuliers divisé par le revenu d'emploi. Source : CBOC.
RDIRTAX	Montant global des impôts directs des particuliers divisé par le revenu d'emploi. Source : CBOC.
MONPOL	Croissance de M1 moins la croissance de l'IPC.

Notes

1 La principale différence entre notre propre ventilation industrielle et celle de Samson réside dans le niveau de désagrégation du secteur des ressources.

2 L'estimation de cette équation et la mesure des variations imprévues de la masse monétaire sont expliquées plus en détail dans l'appendice A.

3 Notre test pour savoir si les valeurs filtrées du taux de chômage futur ont un effet nul sur le niveau de SIG a donné $F(4,91) = 2,46$, alors que le test de l'influence de SIG sur UR a donné $F(4,91) = 0,84$. La valeur critique pour le test F est de 2,48 au seuil de 5 % et de 3,56 au seuil de 1 %.

4 Les résultats du test de Granger-Sims pour l'existence d'un rapport de causalité entre le taux d'utilisation du capital et le SIG ont également été peu concluants.

5 Johnston (1984, p. 259-265 [version anglaise]) et Judge et collab. (1982, p. 594-599) traitent des conséquenses d'une mauvaise spécification d'un modèle.

6 Dans une équation de forme réduite, ce genre d'omission pourrait être justifiée si on démontrait que les chocs pétroliers ont été causés de façon endogène par des variables qui figurent dans la forme réduite. Pour ce modèle, malheureusement, cette hypothèse semble peu raisonnable.

7 L'appendice B explique le calcul et l'interprétation de PERRYU.

8 Les variables utilisées dans cette étude sont décrites de façon plus détaillée dans l'appendice sur les données.

9 Pour les lecteurs qui se demandent si ces modifications peuvent fausser la comparaison que nous voulons effectuer, il est intéressant de noter que les estimations du taux de chômage naturel calculées à partir de l'équation restreinte (β_i pour $i = 5..17$), sont plus proches des résultats de Samson que celles générées par la régression (3) et présentées dans le tableau 1.

10 Selon nos calculs (voir l'appendice B), un maximum de 0,32 point de pourcentage de l'augmentation des taux de chômage s'explique par des effets démographiques. Ce résultat est très différent de l'influence des indicateurs démographiques dans certains modèles de forme réduite (voir Fortin [1988], McCallum [1986, note 5]), mais semblable aux estimations de Reid et Smith (1981).

11 Layard et Nickell (1986), Bean, Layard et Nickell (1986), Trivedi et Baker (1985), Bruno et Sachs (1983) et beaucoup d'autres.

12 Baily (1981) a mis au point un modèle axé sur le vieillissement du stock de capital. Son analyse révèle que le fléchissement de la productivité au cours des années 70 découlerait d'une dévaluation du stock de capital que les statistiques habituelles ne permettent pas de mesurer. Hulton et collab. (1987) ont examiné l'hypothèse de Baily à l'aide de données micro-économiques et ils ont été incapables de la corroborer. Leur interprétation de leurs résultats n'est cependant pas irréprochable parce qu'ils n'ont pas tenu compte des effets possibles des perturbations des prix de l'énergie sur l'utilisation finale des biens d'équipement dont ils étudient le prix et, par conséquent, ils ont omis la possibilité que l'évolution de la demande induite soit à l'origine de quelques-unes des anomalies apparentes qu'ils ont soulignées.

13 Fortin (1984, 1989), Wilson (1985) et Helliwell et collab. (1985) ont tous présenté des modèles du chômage dans lesquels le taux de productivité dépend de l'écart entre le niveau de production et la production potentielle, du prix relatif des facteurs de production et des perturbations du côté de l'offre. Adams, Fenton et Larson (1987) et Fortin (1989) modélisent explicitement l'écart des salaires réels en fonction du prix relatif de l'énergie. Comme Fortin (1984), nous avons été obligés de rejeter l'hypothèse nulle d'un changement exogène de la croissance de la productivité après avoir effectué une régression de la croissance de la productivité en RLPENERG et CUR.

14 Au Canada, les primes d'assurance-chômage d'une entreprise ne varient pas en fonction de son comportement antérieur. Par conséquent, les entreprises, particulièrement dans les industries saisonnières, sont encouragées à utiliser l'assurance-chômage comme un supplément de revenu et à licencier des travailleurs

pour de courtes périodes avec l'entente tacite qu'elle les réembauchera à l'expiration de leurs prestations ou plus tôt.

Les travailleurs, d'autre part, sont encouragés à chômer plus longtemps et, peut-être, à développer une faible appartenance à la population active. De plus, l'existence des prestations attire vers la population active nominale des « travailleurs » qui y ont une faible appartenance et qui, autrement, resteraient inactifs. Ces «travailleurs » font un minimum de travail afin d'être classés comme des chômeurs ayant droit aux prestations.

15 Il existe une autre interprétation possible de la corrélation positive entre les inscriptions scolaires et le chômage. Ainsi, il se peut que, lorsque les possibilités d'emploi se font rares, les jeunes travailleurs choisissent de poursuivre leurs études. Les tests de causalité de Granger-Sims que nous avons effectués en employant le taux d'utilisation des capacités pour représenter le cycle des affaires ne soutiennent pas l'hypothèse selon laquelle les inscriptions scolaires sont causées, au sens de Granger, par la conjoncture (le test de causalité n'était pas concluant). En effet, si on examine rapidement les données sur le taux d'inscription scolaire, on constate qu'elles n'épousent pas systématiquement les cycles de l'économie.

16 Nous reprenons le modèle de Samson pour les variations imprévues de la masse monétaire. Voir l'appendice A.

17 Selon le modèle, la chute du prix du pétrole en 1986 aurait dû entraîner une baisse marquée du taux de chômage naturel.

18 En effet, dans la régression $U_t = \alpha + \beta_1 U_{t-1} + \mu_t$, où μ suit un processus autorégressif à moyenne mobile ARMA (2,1), l'hypothèse nulle selon laquelle $\beta_1 = 1$ ne peut être rejetée aux seuils de signification généralement utilisés.

19 Barro (1988) a examiné la notion de persistance à l'aide de données chronologiques sur quelque 23 pays.

20 Le fait que le coefficient de la variable HYSTERESIS soit significatif ou non ne doit pas être interprété comme un verdict sur l'activité des syndicats. Nous utilisons le pourcentage de syndiqués dans la population active seulement comme approximation

de la vraie variable indépendante qui devrait figurer dans le modèle, à savoir le degré d'opposition entre les initiés et les chômeurs sur le marché du travail.

21 Une autre interprétation serait que la variable DMR1 représente les mesures imprévues prises par les autorités monétaires pour absorber les perturbations réelles exogènes. Une perturbation réelle négative accroît le chômage. Si les autorités monétaires décident de pallier une telle perturbation en agissant sur la masse monétaire et que personne ne le prévoit, on observera alors une corrélation positive, mais artificielle, entre la croissance imprévue de la masse monétaire et le chômage.

22 McCallum (1986, 1987) pense que la variable SIG est trop globale. Son modèle comprend des variables semblables moins agrégées qui mesurent la dispersion de l'emploi dans les industries particulièrement vulnérables au chômage structurel. Ces variables se sont avérées significatives, alors que SIG ne l'était pas. Lilien, dans un commentaire sur Murphy et Topel (1987), fait observer que plus le niveau d'agrégation de SIG est faible, plus le coefficient de SIG a des chances d'être significatif.

23 Les valeurs de SNRU qu'on obtient avec (4) sont les mêmes que celles produites par (5).

24 Nos chiffres sur le taux de chômage naturel sont égaux au taux naturel de l'indice de Perry multiplié par un plus l'écart en pourcentage entre PERRYU et le taux de chômage observé.

25 Comme nous le démontrons plus bas, il se peut également qu'à cause de la méthode de calcul employée, le taux naturel de Samson contienne un élément de persistance du chômage (hystérèse) qui a été éliminé des autres mesures à l'état stable.

26 L'écart entre la somme des influences des facteurs sur la variation de SNRU et la variation totale de SNRU atteint un maximum de 0,22 % au deuxième trimestre de 1987 et sa moyenne se situe à 0,08 point de pourcentage. Le tableau C-1 de l'appendice C donne les valeurs annuelles de cet écart.

27 Une régression des ventes canadiennes d'automobiles fabriquées en Amérique du Nord par rapport à la variable RLPENERG,

à une variable auxiliaire pour la période d'après 1973 et à un terme d'erreur autorégressif conduit à un R^2 de 0,69. Cette même régression, sans le terme d'erreur autorégressif, donne un R^2 de 0,54.

28 L'augmentation simultanée du chômage attribuable aux « attitudes » dans les années 80 et pendant la récession ne contredit pas nécessairement l'hypothèse selon laquelle MSERM modélise l'évolution des préférences. Il est fort possible que les préférences au cours des années 80 ont changé en raison du chômage généralisé et apparemment inévitable qui s'est propagé après le deuxième choc pétrolier.

29 En moyenne, les jeunes constituaient 26 % de la population active durant la période étudiée. Un simple calcul algébrique permet d'obtenir le chiffre de 3,04 points pour une augmentation globale donnée de 0,79 point.

30 Ce chiffre repose sur une estimation grossière du taux de chômage de plein emploi des jeunes qui reflète la tendance des creux du taux de chômage. Le deuxième trimestre de 1966 et de 1981 ont servi de points de référence.

31 L'appendice D donne les résultats de tests de sensibilité effectués pour vérifier si l'estimation de SNRU change quand la variable MSERM est omise. Peu de variations ont été décelées.

32 Les valeurs du coefficient de corrélation (r) de BDTAX, UNION et UR avec le temps sont de 0,91, 0,87 et 0,89, respectivement.

33 Étant donné que les chocs de l'offre et de la demande peuvent, dans certaines conditions, pousser DNRU au-dessus de SNRU, leur effet « persistent » devient en réalité une composante du chômage conjoncturel, puisque nous définissons le chômage conjoncturel comme le taux de chômage observé moins SNRU. L'écart entre le taux de chômage observé et DNRU serait une autre définition possible.

34 Il existe une littérature abondante sur la probabilité du passage de l'état de chômeur à l'état d'employé et vice versa. Les contributions de Hall (1970), Marston (1976), Clark et Summers (1979) et Hasan et de Broucker (1981, 1982) sont quelques-unes des plus marquantes.

35 Hasan et de Broucker présentent des estimations du pourcentage du taux de chômage global qui est attribuable aux chômeurs de longue durée. Pour calculer la variation en points de pourcentage, nous avons simplement multiplié les pourcentages de ces auteurs par le taux de chômage enregistré dans chaque année correspondante. Une des particularités de notre « mesure » de l'ampleur du chômage frictionnel est qu'elle produit une sous-estimation pour les années au cours desquelles SNRU monte en flèche. Nous avons décidé d'utiliser une année de référence postérieure à celle de Hasan et de Broucker en supposant que nos comparaisons seraient moins faussées si nous allongions la période d'observation que si nous choisissions une période pour laquelle nous savons que notre estimation est biaisée vers le bas.

36 Samson précise qu'elle a recouru à une simulation dynamique parce qu'autrement elle aurait perdu trop de points d'observation. Cependant, comme notre analyse le démontre, il n'est pas nécessaire de sacrifier des points d'observation pour calculer le taux de chômage naturel à l'état stable.

37 Certains croient que, pour le Canada d'aujourd'hui, les chiffres sur le taux de chômage naturel devraient être ventilés au niveau provincial ou régional. Ainsi, il est tout à fait possible qu'une partie de la main-d'oeuvre reste inutilisée dans l'ensemble de l'économie alors qu'une région donnée pourrait déjà avoir atteint sont taux naturel, ou vice versa. Nous entreprendrons bientôt des travaux sur l'estimation de taux naturels régionaux.

38 Notre modèle est global. Une décomposition régionale permettrait de décrire avec plus de précision le degré d'étroitesse du marché du travail et, en particulier, les différences entre le centre du Canada et les autres régions.

39 Le nombre de chômeurs en janvier 1987 était supérieur à 2 500 en raison des chocs conjoncturels qui ont eu lieu après 1983. Notre méthodologie nous empêche de prétendre que ces 2 500 personnes étaient nécessairement en chômage au premier trimestre de 1983. Tout ce qu'on peut conclure, c'est que leur statut de chômeur en 1987 découle du choc qui s'est produit du côté de la demande en 1983. Néanmoins, des recherches longitudinales de Hasan et de Broucker ont fourni des statistiques qui

permettent d'affirmer que les périodes de chômage peuvent durer jusqu'à trois ou quatre ans.

APPENDICE B

1 Étant donné que notre pondération de l'indice de Perry repose sur les proportions moyennes de la population active, cet indice n'est jamais, sauf peut-être par hasard, égal au taux de chômage.

APPENDICE C

1 Marson tentait de décomposer l'écart entre les taux de chômage des hommes et des femmes en fonction de différentes probabilités de sortie dans une analyse des flux de chômeurs fondée sur un modèle markovien à trois états.

2 Le graphique C-1 montre les valeurs de W que nous avons calculées à l'aide de l'équation C-5. Elles sont fortement concentrées autour de 0,5, ce qui donne lieu de croire que nos estimations des contributions aux variations du taux de chômage naturel sont effectivement proches des vraies valeurs. La pointe qu'on observe au deuxième trimestre de 1974 s'explique par le fait que la valeur de ΔSNRU1 était presque égale à celle de ΔSNRU2 et de la variation réelle. À mesure que le dénominateur de l'équation C-5 tend vers zéro, W cesse d'être défini et pratiquement n'importe quel schéma de pondération constituerait une bonne approximation.

3 Étant donné que W est invariable par rapport au temps, il importe peu que cette somme soit calculée avant ou après la pondération.

Bibliographie

Abraham, K. G. et L. F. Katz, « Cyclical Unemployment : Sectoral Shifts or Aggregate Disturbances ? » *Journal of Political Economy*, vol. 94, n° 3, p. 507-522, 1986

Adams, C., P. R. Fenton et F. Larson, « Potential Output in Major Industrial Countries », World Economic and Financial Surveys, Washington, D.C., Fonds monétaire international, p. 1-38, août 1987.

Baily, M. N., « Wages and Employment under Uncertain Demand », *Review of Economic Studies*, vol. XLI, n° 1, p. 37-50, 1974.

Baily, M. N., « Productivity and the Services of Capital and Labour », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 1-50, 1981.

Barro, R. J., « Unanticipated Money Growth and Unemployment in the United States », *American Economic Review*, vol. 67, n° 2, p. 101-115, mars 1977.

Barro, R. J., « The Persistence of Unemployment », *American Economic Review*, AEA Papers and Proceedings, vol. 78, n° 2, p. 32-37, 1988.

Bean, C. R., P.R.G. Layard et S. J. Nickell, « The Rise in Unemployment : A Multi-Country Study », *Economica*, vol. 53, n° 210(s), supplément, p. s1-s22, 1986.

Beckerman, W., « How the Battle Against Inflation was Really Won », *Lloyd's Bank Review*, n° 155, p. 1-12, janvier 1985.

Beckerman, W. et T. Jenkinson, « How Rigid are Wages Anyway ? », dans *Wage Rigidity, Employment and Economic Policy*, sous la direction de W. Beckerman, Londres, Duckworth, p. 20-42, 1986.

Beckerman, W. et T. Jenkinson, « What Stopped the Inflation ? Unemployment or Commodity Prices ? », *Economic Journal*, vol. 96, p. 39-54, 1986.

Bismut, C., « Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries : Comment », *European Economic Review*, vol. 21, p. 41-44, 1983.

Blanchard, O. J. et L. H. Summers, « Hysteresis and the European Unemployment Problem », *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, Mass., MIT Press, p. 15-89, 1986.

Brown, R. L., J. Durbin et J. M. Evans, « Techniques for Testing the Constancy of Regression Relationships over Time », *Journal of the Royal Statistical Society*, Series B, vol. 37, p. 149-192, 1975.

Bruno, M., « Aggregate Supply and Demand Factors in OECD Unemployment : An Update », *Economica*, vol. 53, n° 210(s), supplément, p. s35-s52, 1980.

Bruno, M. et J. Sachs, *Economics of World Stagflation*, Cambridge, Mass., Harvard University Press, 1985.

Cherry, R., « What is so Natural about the Natural Rate of Unemployment ? », *Journal of Economic Issues*, vol. XV, n° 3, p. 729-743, septembre 1981.

Clark, K. B. et L. H. Summers, « Labor Market Dynamics and Unemployment : A Reconsideration », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 13-72, 1979.

Coe, D. T., « Salaires nominaux, taux de chômage non inflationniste et flexibilité des salaires », *Revue économique de l'OCDE*, n° 5, p. 88-127, automne 1985.

Coe, D. T. et F. Gagliardi, « Nominal Wage Determination in Ten OECD Economies », *OECD Economics and Statistics Department Working Papers*, no. 19, mars 1985.

Coen, R. M. et B. G. Hickman, « Keynesian and Classical Unemployment in Four Countries », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 123-206, 1987.

Collyns, C., « Estimating the Natural Rate of Unemployment for the United States », *International Monetary Fund Departmental Memoranda*, DM/84/59, le 19 septembre 1984.

Darby, M. R., « Three-and-a-Half Million U.S. Employees Have been Mislaid : Or an Explanation of Unemployment, 1934-1941 », *Journal of Political Economy*, vol. 84, n° 1, p. 1-16, 1976.

Darrat, A. F., « The Monetarist versus the New Classical Economics and the Money Unemployment Linkage : Some European Evidence », *Quarterly Journal of Business and Economics*, vol. 24, n° 3, p. 78-91, été 1985.

Darrat, A. F., « Unanticipated Inflation and Real Output : The Canadian Evidence », *Revue canadienne d'économique*, vol. xviii, n° 1, p. 146-155, 1985.

Dungan, D. P. et T. A. Wilson, « Potential GNP : Performance and Prospects », *Report Series No. 10*, Institute for Policy Analysis, University of Toronto, juin 1982.

Englander, A. S. et C. A. Los, « The Stability of the Phillips Curve and its Implications for the 1980s », *Federal Reserve Bank of New York Research Paper No. 8303*, janvier 1983a.

Englander, A. S. et C. A. Los, « Recovery Without Accelerating Inflation », *Federal Reserve Bank of New York Quarterly Review*, p. 19-28, été 1983b.

Fortin, P., « Unemployment in Canada : A Macroeconomic Disease in Need of a Macroeconomic Cure », Cahier 8419, *Groupe de recherche en politique économique*, Université Laval, 1984.

———, « Unemployment Insurance Meets the Classical Labour Supply Model », *Economics Letters*, n° 14, p. 275-281, 1984.

———, « Why has Inflation been so High and Persistent in Canada ? », dans *Economic Adjustment and Public Policy in Canada : John Deutsch Round Table on Economic Policy, p. 11-13 November 1982, Kingston, Ontario*, sous la direction de D. D. Purvis, John Deutsch Institute for the Study of Economic Policy, 1984.

———, « How 'Natural' is Canada's High Unemployment Rate ? », Cahier 8615, Groupe de recherche en politique économique, Université Laval, avril 1986.

———, « Prices, Employment, and Productivity in Canada : A Quick Survey of Facts, Issues, and Evidence », communication présentée à l'Institut d'économie et l'Académie chinoise des sciences sociales, Beijing, 1986.

———, « How 'Natural' is Canada's High Unemployment Rate ? », *European Economic Review*, vol. 33, n° 1, p. 89-110, 1989.

Fortin, P. et D. Prud'homme, « La courbe de Phillips canadienne contre vents et marées », Cahier 8410, Groupe de recherche en politique économique, Université Laval, juin 1984.

Fortin, P. et K. Newton, « Labour Market Tightness and Wage Inflation in Canada », dans *Workers, Jobs and Inflation*, sous la direction de M. N. Baily, Washington, D.C., Brookings Institution, p. 243-278, 1982.

Friedman, M., « The Role of Monetary Policy », *American Economic Review*, p. 1-17, mars 1968.

Gordon, D. M., « The Un-Natural Rate of Unemployment : An Econometric Critique of the NAIRU Hypothesis », *American Economic Review*, vol. 78, n° 2, p. 117-123, 1988.

Gordon, R. J., « Recent Developments in the Theory of Inflation and Unemployment », *Journal Of Monetary Economics*, vol. 2, n° 2, p. 185-220, avril 1976.

———, « Inflation, Flexible Exchange Rates, and the Natural Rate of Unemployment », dans *Workers, Jobs and Inflation*, sous la direction de M. N. Baily, Washington, D.C., Brookings Institution, p. 89-158, 1982.

———, « Understanding Inflation in the 1980s », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 263-302, 1985.

Gordon, R. J. et G. De Menil, « Introduction », *European Economic Review*, vol. 21, p. 1-9, 1983.

Granger, C.W.J. et P. Newbold, *Forecasting Economic Time Series*, New York, Academic Press, 1977.

Green, C. et J.-M. Cousineau, *Chômage et programmes d'assurance-chômage*, Conseil économique du Canada, ministère des Approvisionnements et Services, Ottawa, 1976.

Grubb, D., « Topics in the OECD Phillips Curve », *Economic Journal*, vol. 96, p. 55-79, mars 1986.

Grubb, D., R. Jackman et P.R.G. Layard, « Causes of the Current Stagflation », *Review of Economic Studies*, vol. XLIX, p. 707-730, 1982.

Grubb, D., R. Jackman et P.R.G. Layard, « Wage Rigidity and Unemployment in OECD Countries », *European Economic Review*, vol. 21, p. 11-39, 1983.

Hahn, F. H. et R. M. Solow, « Is Wage Flexibility a Good Thing ? », dans *Wage Rigidity, Employment and Economic Policy*, sous la direction de W. Beckerman, Londres, Duckworth, p. 1-19, 1986.

Hall, R. E., « Why is the Unemployment Rate so High at Full Employment ? », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 3, p. 369-410, 1970.

Hall, R. E., « Fluctuations in Equilibrium Unemployment », *American Economic Review*, vol. 78, n° 2, p. 269-276, mars 1988.

Hamilton, J. D., « Oil and the Macroeconomy since World War II », *Journal of Political Economy*, vol. 91, n° 2, p. 228-248, 1983.

Hamilton, J. D., « A Neoclassical Model of Unemployment and the Business Cycle », *Journal of Political Economy*, vol. 96, n° 3, p. 593-617, 1988.

Hansen, L. P. et R. J. Hodrik, « Forward Exchange Rates as Optimal Predictors of Future Spot Rates : An Econometric Analysis », *Journal of Political Economy*, vol. 88, n° 51, p. 829-853, 1980.

Hargreaves Heap, S. P., « Choosing the Wrong 'Natural' Rate : Accelerating Inflation or Decelerating Employment and Growth », *Economic Journal*, vol. 90, p. 611-620, septembre 1980.

Hasan A. et P. de Broucker, « The Dynamics of Unemployment : A Transition Flow Analysis of the Canadian Labour Market », *Economic Council of Canada*, communication présentée lors des réunions de l'Association canadienne d'économique, du 24 au 27 mai, 1981.

Hasan, A. et P. de Broucker, « Duration and Concentration of Unemployment », *Revue canadienne d'économique*, vol. 15, n° 4, p. 735-756, 1982.

Helliwell, J. F., M. E. MacGregor et T. Padmore, « The Outlook for Canadian Productivity Growth in the 1980's : A Macro-economic Perspective », dans *Declining Productivity and Growth*, sous la direction de D. D. Purvis, John Deutsch Institute for the Study of Economic Policy, p. 39-59, 1985.

Hulten, C. R., J. W. Robertson et F. C. Wykoff, « Energy, Obsolescence and the Productivity Slowdown », *NBER Working Paper Series*, no. 2404, octobre 1987.

Howitt, P., « Transaction Costs in the Theory of Unemployment », *American Economic Review*, vol. 75, n° 1, p. 88-100, mars 1985.

Johnston, J., *Econometric Methods*, troisième édition, New York, McGraw Hill, 1984 (traduction française : *Méthodes économétriques*, Paris, Économica [1985]).

Johnston, J., « The Elusive Phillips Curve », *Journal of Macroeconomics*, vol. 2, n° 4, p. 265-286, automne 1980.

Judge, G. G., R. C. Hill, W. E. Griffiths, H. Lütkepohl et T.-C. Lee, *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, New York, John Wiley and Sons, 1982.

Kaliski, S. F., *La relation d'arbitrage entre l'inflation et le chômage - Examen des tendances récentes au Canada*, Étude spéciale n° 22, Conseil économique du Canada, Information Canada, Ottawa, 1973.

———, « Why must Unemployment Remain so High ? », *Analyse de politiques*, vol. X, n° 2, p. 127-141, 1984.

———, « Accounting for Unemployment : A Labour Market Perspective », *Revue canadienne d'économique*, vol. XX, n° 4, p. 665-693, 1987.

Laidler, D. et M. Parkin, « Inflation : A Survey », *Economic Journal*, vol. 85, p. 741-809, décembre 1975.

Landon, S., « Unanticipated Policy Shocks, Regime Changes and Unemployment in Canada, 1967-83 », *Applied Economics*, vol. 19, p. 1065-1081, 1987.

Layard, P.R.G. et S. J. Nickell, « Unemployment in Britain », *Economica*, vol. 53, n° 210(s), supplément, 1986.

Levi, M. D. et J. H. Makin, « Inflation Uncertainty and the Phillips Curve : Some Empirical Evidence », *American Economic Review*, vol. 70, n° 5, p. 1022-1027, décembre 1980.

Lilien, D. M., « Sectoral Shifts and Cyclical Unemployment », *Journal of Political Economy*, vol. 90, n° 4, p. 777-793, 1982.

Lindbeck, A. et D. J. Snower, « Cooperation, Harassment, and Involuntary Unemployment : An Insider-Outsider Approach », *American Economic Review*, vol. 78, n° 1, p. 167-188, 1987.

Lippman, S. A. et J. J. McCall, « The Economics of Job Search : A Survey », *Economic Enquiry*, vol. 14, p. 155-189, 1976.

Louangi, P. , « Oil Price Shocks and the Dispersion Hypothesis », *Review of Economics and Statistics*, vol. 68, p. 536-539, 1986.

Lucas, R. E. Jr., « Econometric Testing of the Natural Rate Hypothesis », dans *The Econometrics of Price Determination*, sous la direction de O. Eckstein, Conference Board of Governors of the Federal Reserve System, Washington, D.C., 1972.

Lucas, R. E. Jr., « Some International Evidence on Output-Inflation Tradeoffs », *American Economic Review*, vol. 63, n° 3, p. 326-334, 1973.

Malinvaud, E., « Wages and Unemployment », *Economic Journal*, vol. 92, p. 1-12, mars 1982.

Marston, S. T., « Employment Instability and High Unemployment Rates », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 169-210, 1976.

McCallum, B. T., « Rational Expectations and the Natural Rate Hypothesis : Some Consistent Estimates », *Econometrica*, vol. 44, p. 43-52, janvier 1976.

McCallum, J., « Unemployment in the United States and Canada : The Roles of Macroeconomic Policy, Sectoral Shifts and Investment Shocks », Cahier 8602D, Université du Québec à Montréal, janvier 1986.

McCallum, J., « Unemployment in Canada and the United States », *Revue canadienne d'économique*, vol. XX, n° 4, p. 802-822, 1987.

Mishkin, F. S., « Does Anticipated Monetary Policy Matter ? : An Econometric Investigation », *Journal of Political Economy*, vol. 90, n° 1, p. 22-51, septembre 1982.

Mishkin, F. S., « Does Anticipated Aggregate Demand Policy Matter ? Further Econometric Results », *American Economic Review*, vol. 72, n° 4, p. 788-802, septembre 1982.

Murphy, K. M. et R. H. Topel, « The Evolution of Unemployment in the United States : 1968-1985 », *NBER Macroeconomics Annual*, Cambridge, Mass., MIT Press, p. 11-68, 1987.

Perry, G. L., « Inflation in Theory and Practice », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 207-260, 1980.

Phaneuf, L., « Offre globale en économie ouverte, courbe de Phillips et détermination du taux de chômage naturel : une reformulation théorique », *L'Actualité Économique*, vol. 3, p. 375-396, 1979.

Rao, P. S. et R. S. Preston, « Inter-factor Substitution, Economies of Scale and Technical Change : Evidence from Canadian Industries », *Empirical Economics*, vol. 9, p. 87-111, 1984.

Ratti, R. A., « Sectoral Employment Variability and Unexpected Inflation », *Review of Economics and Statistics*, vol. 67, n° 2, p. 278-283, mai 1985.

Rea, J. D., « The Explanatory Power of Alternative Theories of Inflation and Unemployment, 1895-1979 », *Review of Economics and Statistics*, vol. LXV, n° 2, mai, p. 183-195, mai 1983.

Reid, F. et D. A. Smith, « The Impact of Demographic Changes on Unemployment », *Analyse de politiques*, vol. VII, n° 2, p. 348-351, 1981.

Ridell, W. C. et P. M. Smith, « Expected Inflation and Wage Changes in Canada », *Revue canadienne d'économique*, vol. XV, n° 3, p. 377-394, août 1982.

Rowley, J.C.R. et D. A. Wilton, « Autocorrelation in Empirical Studies of Wage Determination », Discussion Paper No. 74, *Queen's University Institute for Economic Research*, 1972a.

———, « The Sensitivity of Quarterly Models of Wage Determination to Aggregation Assumptions », Discussion Paper No. 79, *Queen's University Institute for Economic Research*, 1972b.

———, « Temporal Spillover and Autocorrelation in some Aggregate Models of Wage Determination », Discussion Paper No. 82, *Queen's University Institute for Economic Research*, 1972c.

———, « Quarterly Models of Wage Determination: Some New Efficient Estimates », *American Economic Review*, vol. LXIII, p. 380-389, 1973.

———, « Empirical Foundations for the Canadian Phillips Curve », *Revue canadienne d'économique*, vol. VII, n° 2, p. 240-259, 1974.

Samson, L., « A Study of the Impact of Sectoral Shifts on Aggregate Unemployment in Canada », *Revue canadienne d'économique*, vol. XVIII, n° 3, p. 518-530, août 1985.

Santomero, A. M. et J. Seater, « The Inflation-Unemployment Trade-Off : A Critique of the Literature », *Journal of Economic Literature*, vol. XVII, p. 499-544, juin 1978.

Sargent, T. J., « Rational Expectations, the Real Rate of Interest, and the Natural Rate of Unemployment », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, p. 429-472, 1976.

Sargent, T. J., « The Observational Equivalence of Natural and Unnatural Rate Theories of Macroeconomics », *Journal of Political Economy*, vol. 84, n° 3, p. 631-640, 1976.

Sargent, T. J. et N. Wallace, « Rational Expectations and the Theory of Economic Policy », *Journal of Monetary Economics*, n° 2, p. 169-183, 1976.

Sims, C., « Money, Income and Causality », *American Economic Review*, vol. 62, p. 540-552, 1972.

Solow, R. M., « Unemployment : Getting the Questions Right », *Economica*, vol. 53, n° 210(s), supplément, p. s23-s34, 1986.

Summers, L. H., « Why Is the Unemployment Rate So Very High Near Full Employment ? », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 2, p. 339-396, 1986.

Sumner, M. T. et R. Ward, « The Reappearing Phillips Curve », *Oxford Economic Papers*, (supplément spécial), p. 306-320, novembre 1983.

Swidinsky, R., « Minimum Wages and Teenage Unemployment », *Revue canadienne d'économique*, vol. XIII, n° 1, p. 158-171, février 1980.

Taylor, J. et S. McKendrick, « How Should we Measure the Pressure of Demand », *LLoyd's Bank Review*, p. 13-24, janvier 1975.

Thirwall, A. P., « What are Estimates of the Natural Rate of Unemployment Measuring ? », *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, vol. 45, n° 2, p. 173-179, 1983.

Travail Canada, « Minimum Wage Rates in Canada : Rapid Reference Charts », 1987.

Trivedi, P. K. et G. M. Baker, « Equilibrium Unemployment in Australia : Concepts and Measurement », *Economic Record*, vol. 61, n° 174, p. 629-643, septembre 1985.

Wachter, M. L., « The Changing Cyclical Responsiveness of Wage Inflation », *Brookings Papers on Economic Activity*, vol. 1, p. 115-159, 1976.

Wilson, T. A., « Presidential Address : Lessons of the Recession », *Revue canadienne d'économique*, vol. XVIII, n° 4, p. 693-722, 1985.

Wilton, D. A., « An Evaluation of Wage and Price Controls in Canada », *Analyse de politiques*, vol. 110, n° 2, p. 167-176, 1984.